

# Yksi valuutta, kaksi kurssia

Tutkimus Manner-Kiinan ja offshore-markkinoiden renminbikurssien  
hinnoitteluerosta GARCH-mallilla

Taloustiede  
Pro gradu -tutkielma  
Huhtikuu 2017  
Ohjaaja: Jari Vainiomäki

Juha-Matti Tauriainen

|                      |  |
|----------------------|--|
| Tiivistelmä:         |  |
| Tampereen yliopisto  | Taloustiede  |
| Tekijä               | Tauriainen, Juha-Matti   |
| Ohjaaja              | Vainiomäki, Jari   |
| Tutkielman nimi      | Yksi valuutta, kaksi kurssia – Tutkimus Manner-Kiinan ja offshore-markkinoiden renminbikurssien hinnoitteluerosta GARCH-mallilla   |
| Pro gradu -tutkielma | Sivuja 73 + 3 liitesivua   |
| Julkaistu            | Huhtikuu 2017  |
| Avainsanat           | CNH- ja CNY-valuuttakurssien hinnoitteluero, renminbin kansainvälistyminen, GARCH-malliperhe, makrotaloudelliset fundamentit, markkinaolosuhteet, globaalit finanssimarkkinat, markkinoiden segmentoituminen |

Tutkimuksen kohteena on Manner-Kiinan (CNY) ja offshore-markkinoiden (CNH) renminbikurssien hinnoitteluero elokuusta 2010 elokuuhun 2015. Stokastisen volatiliteetin vuoksi hinnoittelueroa jäsennetään yleisen autoregressiivisen ehdollisen heteroskedastisuuden (GARCH) -malliperheellä. Selittävinä muuttujina käytetään makrotaloudellisia fundamentteja, markkinaolosuhteita, globaalien finanssimarkkinoiden vaikutusta ja markkinasegmenttien asteittaista purkamista.

Tutkimuskirjallisuudessa työ yhdistyy haaraan, jossa tutkitaan renminbin kansainvälistymistä. Aihe on ajankohtainen ja yksi kansainvälisen finanssitalouden suuria kysymyksiä. Vaikka empiiriseen metodologiaan perustuvaa tutkimusta ei ole ollut ennen 2012, julkaisujen määrä on tihentynyt siitä. Kiina poikkeaa toisista vaikutusvaltaisista globaaleista talouksista siten, että se suosii edelleen tehokkaita pääomakontrolleja, vaikka niitä on ajan myötä purettu. Ennen 2010-lukua renminbi ei ollut levinnyt Manner-Kiinan rajojen ulkopuolelle. Erilaisten reformien seurauksena muutos on ollut valtavaa. Alta vuosikymmenessä valuutasta on tullut Kansainvälisen järjestelypankin (BIS) kolmivuositaisen keskuspankkikyselyn mukaan vuonna 2016 kahdeksanneksi vaihdetuin valuutta.

Renminbin kansainvälistymisessä ei ole kyse silti vain pääomakontrollien purkamisesta. Prosessin erityispiirre ilmenee siinä, että sen käyttöä on levitetty globaalien offshore-fianssikeskusten välityksellä, erityisesti Hongkongin. Ne ovat tarjonneet Kiinalle ympäristön, jossa maa on voinut tutkia valuuttansa reagoitua markkinataloudellisessa ympäristössä ja implementoida jatkotoimenpiteitä kerätyn informaation perusteella. Vaikka prosessi on toteutunut vastavuoroisesti markkinavoimien kanssa, menettelytapa on mahdollistanut sen, että Kiinan ei ole tarvinnut luopua pääomakontrolleista. Tämän vuoksi CNY- ja CNH-markkinat muodostavat edelleen kaksi eri segmenttiä. Viimeaikaisen kehityksen perusteella voidaan myös ennustaa, että kurssien integroituminen yhdeksi ja samaksi valuutaksi tapahtuu pikemminkin kauempana kuin lähitulevaisuudessa.

Tutkimus antaa myös panoksen aiheen tutkimuskirjallisuudelle. Tämä ilmenee siinä, että renminbikvalifioitujen ulkomaisten institutionaalisten sijoittajien (RQFII) -kiintiön asteittaisen muutoksen löydetään selittävän tilastollisesti merkitsevästi hinnoittelueron volatiliteettia.

# Sisällysluettelo

|  |    |
|--|----|
| 1. Johdanto .....  | 1  |
| 2. Renminbimarkkinoiden institutionaaliset ehdot .....                 | 5  |
| 2.1. Yleiskatsaus hinnoittelueroon ja tutkimuksen ajallinen raja ..... | 5  |
| 2.2. CNH- ja CNY-markkinoiden institutionaaliset reformit .....        | 9  |
| 3. Teoriatausta .....  | 16 |
| 3.1. Makrotaloudelliset fundamentit .....                              | 17 |
| 3.2. Markkinaolosuhteet .....  | 20 |
| 3.3. Globaalien finanssimarkkinoiden vaikutus .....                    | 22 |
| 3.4. Markkinasegmenttien asteittainen purkaminen .....                 | 25 |
| 3.4.1. Vaihtorajoitteet.....   | 25 |
| 3.4.2. Rahoitustaseen asteittainen avaaminen.....                      | 26 |
| 3.4.3. Likviditeettifasilitaatti .....                                 | 28 |
| 4. Katsaus aikaisempaan empiiriseen tutkimukseen .....                 | 30 |
| 5. ARMA(p, q)-GARCH(r, s)-mallin metodologinen kehikko .....           | 36 |
| 6. Hinnoittelueron stationaarisuus .....                               | 39 |
| 7. Empiiriset tulokset .....   | 42 |
| 7.1. GARCH-mallin kiintopiste .....                                    | 42 |
| 7.2. Laajennettu GARCH-malli .....                                     | 50 |
| 7.3. Tulosten arviointi.....   | 59 |
| 8. Johtopäätökset.....   | 65 |
| Kirjallisuus: .....  | 68 |

# 1. Johdanto<sup>1</sup>

Renminbin kansainvälistyminen on ollut yksi kansainvälisen finanssitalouden päivänpolttavista kysymyksistä 2010-luvulla. Edellisellä vuosikymmenellä valuutalla ei ole toteutettu transaktioita Manner-Kiinan rajojen ulkopuolella, vaikka Kiina on yksi vaikutusvaltaisimmista globaaleista talouksista. Vuonna 2016 se on ollut BKT:lla mitattuna maailman toiseksi suurin, suurin viejä, toiseksi suurin tuoja sekä on suurin ”ulkomaalaisten suorien ulkomaaninvestointien” (Foreign direct investment, FDI) kohde ja tekee kolmanneksi eniten ”suoria investointeja ulkomaille” (Outward direct investment, ODI).

Renminbin kansainvälistyminen viittaa prosessiin, jossa kiinalaiset ja ulkomaalaiset voivat käyttää valuuttaa Manner-Kiinan rajojen ulkopuolella ilman viranomaisen kontrollia. Transaktio voi kohdistua kaupankäyntiin, investointeihin, luotonantoon tai arvopapereihin. Tutkimuskirjallisuudessa on vallinnut laaja konsensus, että kyse on asteittaisesta prosessista, jossa Kiinan finanssimarkkinat avataan (Chen & Cheung 2011; Yu 2012; Eichengreen 2013).

Valuutan kansainvälistyminen ei tarkoita silti samaa kuin rahoitustaseen vaihdettavuus tai valuutan asema kansainvälisenä reservivaluuttana (Prasad 2017). Vaikka aiheiden kysymyksenasettelut poikkeavat, tästä ei seuraa, että niitä voitaisiin eristää toisistaan täydellisesti. Vaikka valuutan kansainvälinen levinneisyys ei tarkoita samaa kuin pääomavirtojen kontrolloinnin tehokkuus, rahoitustaseen transaktioiden säätelyllä rajoitetaan renminbin käyttöä Manner-Kiinan ulkopuolella (Cheung & Herrala 2014). Ja vaikka valuutan kansainvälisestä vaihdannasta ei vielä seuraa, että sillä olisi reservivaluutan asemaa, keskuspankit voivat turvata likviditeetin tarjonnan keskinäisillä valuutanvaihtosopimuksilla, kun markinoilla ilmenee jäykkyyksiä (Garcia-Herrero & Xia 2013).

Keskeinen kanava, jonka välityksellä renminbin kansainvälistyminen on edennyt, on ollut offshore-finaanssikeskusten kautta. Prosessin alkupiste voidaan paikantaa heinäkuuhun 2010, kun Hongkongiin perustettiin ensimmäinen Manner-Kiinan ulkopuolinen valuuttamarkkina-

---

<sup>1</sup> Tekijä kiittää Tampereen ja Jyväskylän yliopistojen taloustieteen laitoksia sekä Suomen Pankin siirtymätalouksien tutkimuslaitosta (BOFIT) avusta, jota hän on saanut dataan liittyen.

alue renminbin vaihtamiselle.<sup>2</sup> Tämän seurauksena valuutalle on muodostunut Manner-Kiinan spot-markkinakurssin (CNY) lisäksi virallinen offshore-kurssi (CNH).

Kansainvälisen järjestelypankin (BIS) kolmivuositaisen keskuspankkikyselyn mukaan renminbi on ollut vuonna 2016 kahdeksanneksi vaihdetuin valuutta (BIS 2016). Päivittäisiä spot-transaktioita toteutetaan keskimäärin noin 67,6 miljardilla Yhdysvaltojen dollarilla (USD). Määrä jakautuu 24,9 miljardin CNY- ja 42,7 miljardin CNH-markkinoiden osuuteen, josta noin 91 % on saanut vastinparikseen USD:n. Offshore-markkinoiden merkitsevyyden kasvua ilmentää se, että 2013 CNY:n vaihto on ollut 20,0 miljardia USD ja CNH:n 13,9 miljardia (BIS 2014). Siinä missä CNH:n vaihto on kolmessa vuodessa kaksinkertaistunut, CNY:n on kasvanut neljänneksen.

Valuutan kansainvälistyminen offshore-keskusten välityksellä ei ole toimintatapana kuitenkaan ennennäkemätön. Aiemmin vastaavasti on toimittu USD:n, Saksan markan ja Japanin jenin kohdalla (Maziad & Kang 2012). Renminbin tapauksessa poikkeavaa on ollut se, että prosessi ei ole edennyt markkinavoimien välityksellä vaan Kiinan valtio on ohjannut ja kontrolloinut sitä taukoamatta. Järjestys on päinvastainen kuin tavallisesti. Renminbiä on ensiksi levitetty Manner-Kiinan rajojen ulkopuolelle ja pääomakontrolleja on purettu vasta sen jälkeen. Tällä tavoin Kiina on voinut kerätä informaatiota markkinataloudellisesta ympäristöstä ja pääomavirtojen asteittaisesta avaamisesta ilman, että sen on tarvinnut luopua täydellisesti kontrolleista. Täten se ei ole altistunut myöskään samanlaisen spekulatiivisen hyökkäyksen mahdollisuudelle kuin Aasian valuuttakriisissä heinäkuussa 1997.

Pääomakontrollien vuoksi renminbiä hinnoitellaan kahdella eri markkinasegmentillä. Offshoressa CNH:tä käsitellään kuin mitä tahansa vapaasti kelluvaa valuuttaa, kun taas Manner-Kiinassa Kiinan keskuspankki (PBOC) sallii CNY:n kellua hallitusti. Vaikka renminbikurssit heiluvat tavallisesti toistensa ympärillä, niiden välinen hinnoittelueron saattaa äkillisesti leventyä. Tämä herättää kysymyksen, mitkä tekijät aiheuttavat sen, että yhtä valuuttaa hinnoitellaan poikkeavasti.

Tässä työssä tutkitaan CNH- ja CNY-kurssien hinnoittelueron tai, tarkemmin ilmaistuna, tekijöitä, joiden vaikutuksesta hinnoittelueron leveys ja volatilitetti sekä laajentuu ja

---

<sup>2</sup> Vaikka Hongkongin suhteellinen merkitys on vähentynyt uusien offshore-keskusten synnyn myötä, se on edelleen vaikutusvaltaisin vaihtopaikka. Huhtikuussa 2016 siellä on soviteltu 71 % renminbin offshore-suorituksista (SWIFT 2016a).

supistuu. Tutkimuksen päämääränä ei ole esittää pelkästään informaatiota prosesseista, jotka liikuttavat renminbimarkkinoita syvätasolla, vaan arvioida myös laajemmin, mitkä tekijät ovat merkittäviä renminbin kansainvälistymisessä. Ajallisesti työssä keskitytään elokuusta 2010 elokuuhun 2015, mikä merkitsee ajanjaksoa offshore-markkinoiden synnystä PBOC:n kiinnityskurssin reformiin.

Hinnoittelueron reagointia selitetään makrotaloudellisilla fundamenteilla, markkinaolosuhteilla, globaalien finanssimarkkinoiden vaikutuksella sekä erilaisilla institutionaalisilla reformeilla, joilla markkinoiden segmentoitumista on vähennetty. Stokastisen volatiliteetin vuoksi hinnoittelueroa mallinnetaan yleistetyn autoregressiivisen ehdollisen heteroskedastisuuden (GARCH) -prosessina. Siinä tason ja volatiliteetin vähentyminen tulkitaan merkiksi markkinoiden integroitumisesta.

Aiheen tutkimuskirjallisuus on vielä vähäistä. Empiiriseen metodologiaan pohjautuvaa tutkimusta ei ole julkaistu ennen 2012. Tämän jälkeen julkaisujen määrä on kuitenkin kasvanut. Varhaisvaiheen tutkimus on enemmän määritelmällistä ja tekee vertailuja aikaisempiin kansainvälistämis-prosesseihin (Chen & Peng 2010; Gao 2010; He & McCauley 2010; Prasad & Ye 2012). Empiiriseen metodologiaan perustuva tutkimus on lähestynyt renminbikursseja kausaliiteetin (Maziad & Kang 2012; Wu & Pei 2012; Cheung & Rime 2014) sekä kurssien poikkeavuuksien (Craig & Hua & Ng & Yuen 2013; Funke & Shu & Cheng & Eraslan 2015) näkökulmista. Tämä tutkimus kuuluu jälkimmäiseen haaraan.

Tutkimus käyttää pohjana Funke et al (2015) artikkelia mutta pyrkii syventämään siinä esitettyä käsittelytapaa. Siinä hinnoittelueroa ei määritetä vain Manner-Kiinan sijoittajasentimentillä ja rahoitustaseen avaamisella (Craig et al 2013) vaan myös PBOC:n valuuttakurssipolitiikan uudistuksilla, minkä lisäksi offshore-fianssikeskukset on huomioitu osana globaalia finanssijärjestelmää (vrt. Cheung & Rime 2014). Jälkimmäinen piirre on merkittävä, koska kehittyviin talouksiin suuntautuvat pääomavirrat eivät perustu vain niissä vallitseviin olosuhteisiin vaan myös globaalin makrotalouden tilaan. Tähän liittyvä tematiikkaa yhdistää tutkimuksen ”globaalin likviditeetin” tutkimustraditioon (CGFS 2011; Shin 2013; Caruana 2014). Käsite on BIS:n luoma ja se tarkoittaa ”rahoituksen vaivattomuutta” globaaleilla finanssimarkkinoilla (CGFS 2011, 1). Määritelmä on jätetty tarkoituksella epämääräiseksi ja kaikenkattavaksi, sillä likviditeetin käsite yhdistyy heterogeenisiin

akateemisiin traditioihin eikä BIS ole tahtonut sitoa itseään niihin. Lyhyesti, kyse on ylikansallisista ja rajat ylittävistä pääomavirroista.

Tutkimus on jäsennetty seuraavaan rakenteeseen. Toisessa luvussa jäsennetään renminbimarkkinoiden institutionaaliset ehdot. Tämä muodostuu yleiskatsauksesta tutkimuskohteeseen ja renminbimarkkinoiden reformeihin. Kolmannessa luvussa esitetään teoriaosio, jolla viitataan estimoinneissa käytettäviin muuttujiin. Neljänneksi näitä lukuja tuetaan tekemällä katsaus aikaisempaan tutkimuskirjallisuuteen.

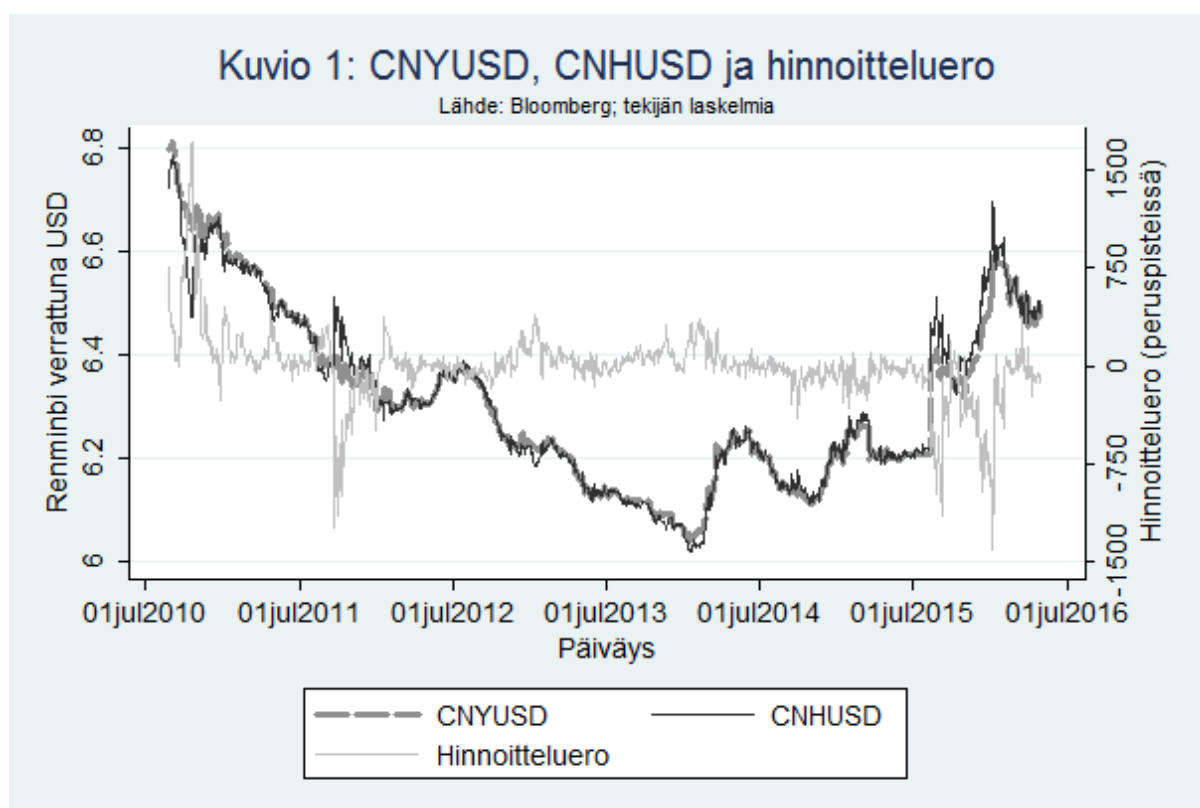
Viidennessä luvussa käsitellään GARCH-mallin yleisiä ominaisuuksia ja kuudennessa hinnoittelueron stationaarisuutta. Tämä mahdollistaa siirtymän varsinaisiin estimointeihin, joita ajetaan luvussa seitsemän. Kun GARCH-mallin ”kiintopiste” (benchmark) on löydetty, teoriaosion muuttujia aletaan lisätä malliin. Tämän jälkeen saavutettuja tuloksia arvioidaan ja niistä tehdään johtopäätökset.

## 2. Renminbimarkkinoiden institutionaaliset ehdot

### 2.1. Yleiskatsaus hinnoittelueroon ja tutkimuksen ajallinen raja

Offshore-markkinoiden synnyn myötä renminbiä on alettu noteerata Manner-Kiinan kurssin lisäksi toisella virallisella kurssilla. Vaikka ne korreloivat suurimmaksi osaksi voimakkaasti, kurssit saattavat erkaantua äkillisesti toisistaan, jolloin hinnoitteluero leventyy. Kurssien ja hinnoittelueron kehitys havaitaan kuviosta 1.<sup>3</sup>

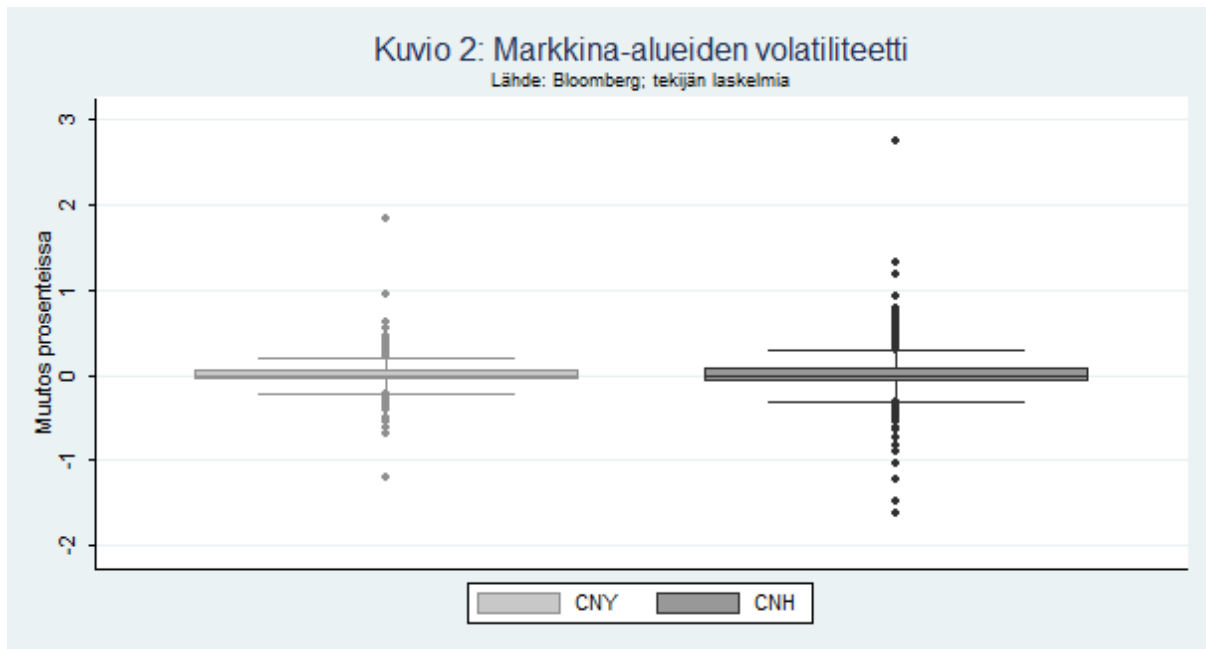
Hinnoittelueron käyttäytymisen tulkitaan ilmentävän volatilitietin klusteroitumista. Sillä viitataan ilmiöön, jossa suuret muutokset seuraavat pikemminkin suuria kuin pieniä muutoksia. Samalla tavalla pienet muutokset seuraavat pikemminkin pieniä kuin suuria muutoksia. Muutos on ollut poikkeuksellisen voimakasta lokakuussa 2010 ja syyskuussa 2011 sekä elokuun 2015 jälkeen. Vaikka hinnoitteluero oli esimerkiksi 21.9.2011 -22 pistettä, se oli kaksi päivää myöhemmin -1237 pistettä.<sup>4</sup>



<sup>3</sup> Mitä suurempi renminbin arvo on, sitä heikompi se on suhteessa USD:iin.

<sup>4</sup> Peruspiste on pienin askel, jonka renminbin arvo voi muuttua. Se on juanin kymmenestuhannesosa. Jos esimerkiksi hinnoitteluero on 1237 peruspistettä, se on toisin sanoen yli 12 feniä tai 0,12 juania.





Kuviossa 2 esitetään markkina-alueiden volatiliteetin päivittäinen muutos. Kun laatikkojanojen maksimeja, minimejä, ylä- ja alakvartileja verrataan toisiinsa, volatiliteetti havaitaan voimakkaammaksi CNH- kuin CNY-kurssissa. CNY:n keskimääräinen hajonta on 0,14 % ja CNH:n 0,20 %. Lisäksi poikkeavat havainnot ovat tavallisempia ja levittäytyvät laajemmalle alueelle CNH- kuin CNY-kurssissa. CNY:n päivittäiset minimi- ja maksimimuutokset asettuvat -1,20 % ja 1,84 % välille, kun taas CNH-markkinoilla rajat ovat -1,63 % ja 2,75 %.

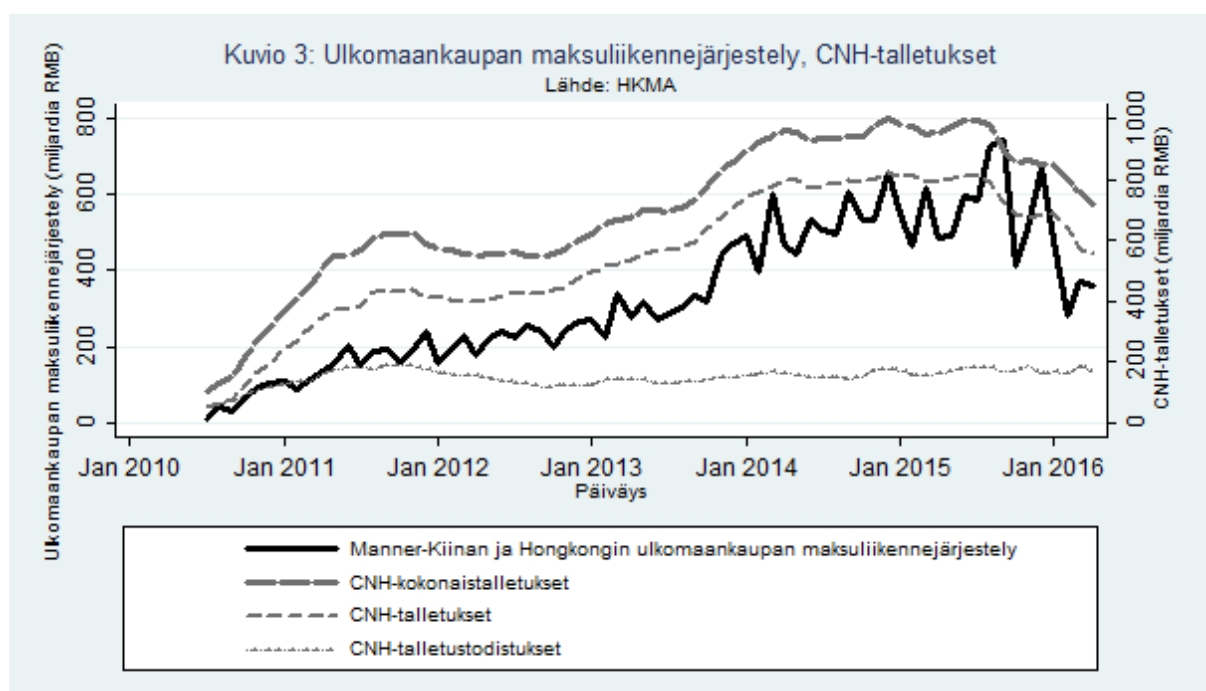
Minkä vuoksi renminbikurssit voivat reagoida poikkeavasti? Yhtäältä tämä voi johtua markkinaolosuhteiden erilaisuudesta. PBOC saattaa tehdä interventioita CNY-markkinoille ja rajoittaa sen heiluntaa valuuttaputkella. Lisäksi pääomakontrollit heikentävät sitä, että pääoma voisi virrata Manner-Kiinan ja offshoren välillä rajoituksetta. Offshore-markkinoilla tällaisia rajoitteita ei ole, vaan kurssi määräytyy markkinavoimien vaikutuksesta.

Toisaalta hinnoittelueron reagointiin vaikuttaa se, että renminbin kysyntä ja tarjonta eivät määräydy identtisesti. CNY- ja CNH-markkinoilla on poikkeava sijoittajakunta ja likviditeetin tarjonta. Manner-Kiinassa kenellä tahansa ei ole pääsyä PBOC:n valvomaan *China Foreign Exchange Trade Systemiin* (CFETS), jossa vaihdanta tapahtuu. Tyypillisiä osanottajia ovat kiinalaiset pankit ja finanssi-instituutiot, jotka ovat suurten valtionyhtiöiden tytäryhtiöitä. Ne muodostavat osto- ja myyntipäätöksensä vastavuoroisessa suhteessa PBOC:n mahdollisiin toimenpiteisiin. Ulkomaalaisilta pääsy on käytännössä estetty, minkä vuoksi he hankkivat renminbin CNH-markkinoilta.

Offshore-keskuksissa kenenkään pääsyä ei ole rajoitettu. Tyypillisiä osanottajia ovat kiinalaiset ja ulkomaalaiset vienti- ja tuontiyritykset ja erilaiset finanssi-instituutiot. Lisäksi renminbivarallisuuden käyttöä ei säädellä vaan se voidaan siirtää kauppasopimuksien maksamiseen, investointeihin, riskienhallintaan tai spekulointiin. Globaalien finanssi-instituutioiden portfoliossa renminbi muodostaa kuitenkin vain yhden lohkon. Jos ne täten päättävät realisoida renminbipositionsa jostain syystä, vaikutus voi ilmetä hinnoitteluerossa.

Vaikka CNH:n vaihdanta toteutuu pankkienvälisillä tukkumarkkinoilla niin kuin on länsimaissa, likviditeetin tarjonta on ollut siellä rajoitetumpaa kuin CNY-markkinoilla, vaikka erilaiset reformit ovat parantaneet sitä. Sen kokonaistarjonta on perustunut CNH-noteerattujen velkakirjojen liikkeeseenlaskuun, CNH-talletuksiin, Kiinan ”ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyyn” (cross-border trade settlement) sekä markkinajäykkyyksien ilmentyessä PBOC:n ja muiden keskuspankkien kahdenkeskeisiin valuutanvaihtosopimuksiin. Koska likviditeetin tarjonta on riippuvainen niiden summasta, se rajoittaa ja heikentää rahoituksen saannin vaivattomuutta.

Merkittävä osa offshore-markkinoiden likviditeetistä virtaa alueelle ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn välityksellä (Minikin & Lau 2013). Korrelaatio havaitaan kuviosta 3, joka esittää Manner-Kiinan ja Hongkongin ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn ja CNH-markkinoiden kokonaistalletusten volyyymien kasvua. Siinä missä maksuliikennejärjestely on



kasvanut alun hipusta syyskuuhun 2015 mennessä 728 miljardiin renminbiin, CNH-markkinoiden kokonaistalletukset ovat kasvaneet 90 miljardista hieman alle biljoonaan renminbiin. Tämän jälkeen volyymit ovat kääntyneet laskuun.



Vähemmän merkittävämpi likviditeetin lähde on ollut CNH-velkakirjojen liikkeeseenlasku (Minikin & Lau 2013). Kuviosta 4 havaitaan niiden kehityskulku, joka korreloi ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn ja CNH-talletusten kanssa. Volyymien kasvaminen vuonna 2011 yhdistyy rahoitustaseen asteittaiseen avaamiseen. Sen seurauksena ulkomaalaisten yritysten on sallittu siirtää rahoitusta CNH-velkakirjojen muodossa Manner-Kiinaan.

Seuraavaksi on aiheellista käsitellä kysymystä, joka on luonnollista esittää renminbikurssien käyttäytymisestä. Miksi CNH-kurssi ei reagoi täysin itsenäisesti vaan se heiluu tiiviisti CNY:n kanssa, vaikka se ohjautuu markkinavoimien vaikutuksesta eikä PBOC kontrolloi sitä suoranaisesti? Tähän vaikuttaa omalta osaltaan hinnoittelueron sisältyvä arbitraasimahdollisuus. Se ohjaa kurssia yhteiseen tasapainorelaatioon. Jos esimerkiksi CNH on hinnoiteltu huomattavasti arvokkaammaksi suhteessa USD:hen kuin CNY, tuontiyritys vaihtaa renminbin suurempaan dollarimäärään offshoressa. Vastaavasti vientiyritys vaihtaa dollarin suurempaan renminbimäärään Manner-Kiinassa. Ja jos hinnoittelueron on tiiviimpi, pääomakontrollit ja transaktiokulut heikentävät arbitraasimahdollisuutta. Tästä huolimatta arbitraasia on ajateltava pikemminkin seurauksena kuin syynä. Vaikka se sitoo kurssia lopulta toisiinsa, se ei selitä, miksi kurssit saattavat erkaantua äkillisesti toisistaan.

Ajallisesti hinnoittelueron tutkiminen on rajattu elokuusta 2010 elokuuhun 2015. Tämä tarkoittaa ajanjaksoa offshore-markkinoiden synnystä PBOC:n kiinnityskurssin reformiin. Sen jälkeen kiinnityskurssia on alettu määrittää suhteessa CFETS:n renminbi-indeksiin, joka viittaa julkisesti spesifioituun valuuttakoriin. PBOC:n mukaan reformi on muuttanut renminbin hinnoittelua markkinaehtoisemmaksi. Vaikka kiinnityskurssi on myös aikaisemmin määritetty suhteessa valuuttakoriin, sen painoja ei ole spesifioitu julkisesti.

Reformin jälkeen renminbikurssien implisiittinen volatilitetti on purkautunut uudelleen. Tämä ilmenee hinnoittelueron leventymisenä (vrt. kuvio 1). Sen negatiivisen etumerkin viittaa

siihen, että markkinat odottavat renminbin jatkavan heikentymistään suhteessa USD:iin. Vuosien 2016-2017 taitteessa USDCNH hinnoiteltiinkin lähes 7,0 kurssilla.

Samalla reformi on aiheuttanut merkittävän muutoksen renminbin kansainvälisessä kysynnässä. Ennen sitä renminbinoteerattujen maksuselvitysten ja remburssien volyymit kasvoivat tasaisesti, mutta sen jälkeen volyymit ovat kääntyneet voimakkaaseen laskuun. Elokuussa 2015 renminbi oli neljänneksi käytetyin maksuvaluutta ja sillä toteutettiin 2,79 % globaaleista transaktioista (SWIFT 2015). Huhtikuussa 2016 maksuselvityksiä toteutettiin kuudenneksi aktiivisimmin 1,82 % osuudella (SWIFT 2016a). Vastaavasti rembursseja solmittiin elokuussa 2015 9,1 % osuudella, mikä oli toiseksi suurin määrä. Muutama kuukausi myöhemmin lokakuussa 2015 osuus oli 3,64 %, mikä oli kolmanneksi eniten (SWIFT 2016b). Lisäksi kuvioista 3 ja 4 on havaittu, kuinka CNH-noteeratun likviditeetin kysyntä on vähentynyt reformin seurauksena.

Koska PBOC:n kiinnityskurssin reformin jälkeen renminbin kansainvälistymisessä on siirrytty uuteen regiimiin, elokuun 2015 jälkeistä ajanjaksoa ei ole mielekäästä käsitellä vanhan jatkumona vaan itsenäisenä tutkimuskysymyksenä. Aikaisemmasta kehityskulusta on käännyt myös siinä mielessä päinvastaiseen suuntaan, että Kiina on ryhtynyt jälleen vahvistamaan pääomakontrolleja, jotta pääoman virtaaminen maasta pysähtyisi.

## 2.2. CNH- ja CNY-markkinoiden institutionaaliset reformit

CNH- ja CNY-markkinat muodostavat siis kaksi markkinasegmenttiä, joiden välillä ei ole reaaliaikaista yhteyttä. Tämän vuoksi kurssit voivat reagoida poikkeavasti samoihin tapahtumiin, mikä ilmenee hinnoitteluerossa tason ja volatiliteetin kasvuna. Seuraavaksi esitellään renminbimarkkinoiden institutionaalisia reformeja, jotka ovat muuttaneet kurssien käyttäytymistä. Ne on eroteltu valuuttakurssipolitiikkaan ja erilaisten pääomakontrollien asteittaiseen purkamiseen.

Keskeinen piirre PBOC valuuttakurssipolitiikassa on se, että CNY:n ei sallita kellua vapaasti vaan hallitusti. Kurssia säädellään interventioilla ja valuuttaputkella. Heinäkuusta 2005 alkaen PBOC on määrittänyt päivittäisen kiinnityskurssin, jonka rajoissa CNY:n sallitaan kellua suhteessa ennaltamäärittämättömään valuuttakoriin. Aluksi valuuttaputki oli  $\pm 0,3 \%$ . Toukokuussa 2007 sitä laajennettiin  $\pm 0,5 \%$ :iin, huhtikuussa 2012  $\pm 1,0 \%$ :iin ja maaliskuussa 2014  $\pm 2,0 \%$ :iin. Elokuun 2015 kiinnityskurssin reformin jälkeen valuuttakorin painoja on alettu spesifioida julkisesti.

Kuviosta 5 havaitaan se, miten valuuttaputki asettuu suhteessa CNY- ja CNH-kursseihin. Vaikka ne heiluvat huhtikuuhun 2012 asti kiinnityskurssin ympärillä, CNH ylittää paikoittain valuuttaputken ylä- tai alarajan toisin kuin CNY. Kun valuuttaputkea laajennetaan  $\pm 1,0 \%$ :iin, renminbikurssit alkavat erkaantua kauemmaksi kiinnityskurssista. Eron tulkitaan ilmentävän markkinoiden odotuksia renminbin tulevasta kehityksestä. Heinäkuusta 2012 tammikuuhun 2014 kurssit on hinnoiteltu kiinnityskurssia arvokkaammiksi ja tämän jälkeen heikommiksi. Valuuttaputken laajentamisella  $\pm 2,0 \%$ :iin havaitaan avartaneen heiluntatilaa. Elokuun 2015 jälkeen CNY on kytkeytynyt kiinnityskurssiin, siinä missä CNH:n hinnoittelu on signaloinut markkinoiden odotuksia renminbin heikentymisen jatkumisesta.



CNH-kurssia ei ole puolestaan ankkuroitu vaan se määräytyy markkinavoimien vaikutuksesta. Cheung ja Rime esittävät lisäksi, että ”kun he ovat käyneet keskusteluja markkinaosapuolten kanssa ja tutkineet uutisvirtaa, heillä ei ole todisteita, että PBOC olisi tehnyt interventioita CNH-markkinoille” (2014, 171, n. 5). Tässä on tapahtunut muutos tammikuussa 2016, kun PBOC:n on uutisoitu tehneen ensimmäiset interventiot CNH-markkinoilla (Bloomberg 2016). Täten on selvää, että PBOC:lla on näkemys myös sen vakaudesta.

Valuuttakurssipolitiikan muutosten lisäksi Kiina on avannut asteittain pääomakontrollejaan. Nämä reformit erotellaan sen perusteella, lukeutuuko transaktio vaihto- ja rahoitustaseeseen.

Vaihtotaseen avaamisen Kiina aloitti heinäkuussa 2009, kun se käynnisti piloottivaiheen ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelystä. Sen transaktiot noteerataan CNY-kurssilla. Aluksi vain yhden maakunnan valikoitujen yritysten sallittiin käydä kauppaa Hongkongin, Macaun erityisalueen ja *Association of Southeast Asian Nations* (ASEAN) -maiden kanssa. Seuraavan kolmen vuoden kuluessa maakuntien, kaupunkien, yritysten ja kohdemaiden määrää on laajennettu niin, että tämä on johtanut vaihtotaseen täydelliseen avaamiseen.

Offshore-markkinoiden alkuaikoina Kiinan viranomaiset valvoivat ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyä siten, että siihen oli sisällytetty vaihtokiintiö. Se viittaa CNY-kurssilla noteerattujen osto- tai myyntitoimeksiantojen maksimaaliseen nettopositioon, jossa renminbiä voidaan vaihtaa vieraaseen valuuttaan. Kun kumpi tahansa positio on saavuttanut lakipisteen, näitä toimeksiantoja ei voida toteuttaa ennen kuin lakipiste on laskenut vaihtoehtoisten transaktioiden seurauksena.

Kuviosta 5 havaitaan se, kuinka CNH-kurssi erkaantuu offshore-markkinoiden alkuaikoina kahdesti CNY-kurssista. Ensimmäisen kerran näin tapahtuu lokakuussa 2010 ja toisen kerran syyskuussa 2011. Molemmat kerrat johtuivat maksuliikennejärjestelyn vaihtokiintiön täyttymisestä. Ennen lokakuuta 2010 renminbimarkkinat eivät olleet informoituja sen olemassaolosta, minkä vuoksi sen täytyminen otettiin vastaan yllätyksenä. CNH:n kysyntä oli osoittautunut odotettua voimakkaammaksi ja sitä hinnoiteltiin arvokkaammin suhteessa USD:iin kuin CNY:tä. Arbitraasimahdollisuuden vuoksi pääomaa alettiin siirtää Manner-Kiinasta offshoreen, sillä dollarinoteeratut maksuvelvoitteet vaihtuivat siellä suurempaan renminbimäärään. Vastaavasti renminbin ostaminen oli edullisempaa

maksuliikennejärjestelyn vaihtoikkunasta, sillä CNY-kurssia ei hinnoiteltu yhtä arvokkaasti kuin CNH:tä. Kun yritykset alkoivat sovitella lopulta transaktioita aikaisemmin kuin niiden maksupäivä velvoitti, CNH vahvistui voimakkaasti ja vaihtokiintiö täyttyi. (Minikin & Lau 2013)

PBOC ja HKMA aloittivat pattitilanteen purkamisen aktivoimalla kahdenkeskeisen valuutanvaihtosopimuksen. Lisäksi vaihtokiintiötä laajennettiin ja uudistettiin. Tällä tahdottiin lisätä CNH-markkinoiden käyttöä vaihtoikkunan sijasta sekä ohjata spekulatiivista pääomaa takaisin Manner-Kiinaan. Lyhyellä aikavälillä tämä johti kurssien normalisoitumiseen. (Minikin & Lau 2013)

Toisen kerran vaihtokiintiö täyttyi myyntiaallon seurauksena syyskuussa 2011, kun eurokriisin kärjistyminen aiheutti shokin globaaleilla finanssimarkkinoilla. Kun kansainväliset sijoittajat alkoivat realisoida riskialttiimpia positioita ja siirtää pääomaa turvasatamiin, CNH:ta alettiin hinnoitella heikommin suhteessa USD:iin kuin CNY:tä. Samalla renminbin tulevaisuuden odotukset muuttuivat eikä sen ennakoitu enää vahvistuvan suhteessa USD:iin. Koska yritykset muistivat vaihtokiintiön täyttymisen edellisellä kerralla, maksukuitteja alettiin myydä ennen aikaisesti vaihtoikkunaan. Vaihtokiintiön täyttymisen jälkeen transaktiot voitiin toteuttaa vain CNH-markkinoilla, minkä seurauksena kurssi heikkeni entisestään. (Minikin & Lau 2013)

Kurssit normalisoituivat jälleen keskuspankkien valuutanvaihtosopimuksen seurauksena, minkä lisäksi vaihtokiintiötä laajennettiin ja offshore-markkinoiden jäykkyyksiä purettiin. Reformien seurauksena ulkomaankaupan maksuliikennejärjestely avattiin lopulta heinäkuussa 2012 kaikille lisensoituille kiinalaisille ja ulkomaalaisille vienti- ja tuontiyrityksille. (Minikin & Lau 2013)

Kiinan rahoitustaseen reformit voidaan jakaa kolmeen ryhmään. Ne koskevat asteittaisia muutoksia, joilla pääomavirtojen kontrollointia on avattu joko offshoresta Manner-Kiinaan, päinvastoin tai molemminsuuntaisesti. Myös nämä transaktiot edellyttävät kanavakseen ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyä, vaikka niitä ei luokitella vaihtotaseeseen.

Elokuussa 2010 PBOC aloitti kokeilun, jossa lisensoitujen ulkomaalaisten finanssi-instituutioiden on sallittu sijoittaa offshore-markkinoilta hankittuja renminbejä Manner-Kiinan pankkienvälisille velkakirjamarkkinoille. Aktiviteettia rajoitetaan kiintiöllä, jonka PBOC hyväksyy tapauskohtaisesti.

Lokakuusta 2011 alkaen ulkomaalaisten yritysten on sallittu tehdä renminbinoteerattuja FDI Manner-Kiinaan. Investointeja rajoitetaan kiintiöllä, ja CNH-velkakirjat ovat yksi likviditeetin lähde.

Joulukuussa 2011 Kiina aloittaa renminbikvalifioitujen ulkomaalaisten institutionaalisten sijoittajien (RQFII) -ohjelman.<sup>5</sup> Reformi on mahdollistanut sen, että ulkomaalaiset ovat voineet investoida offshoresta hankittuja renminbejä Shanghaiin ja Shenzhenin osakepörssiin sekä uusille velkakirjamarkkinoille. Aktiviteettia rajoitetaan kokonaiskiintiöllä, joka muodostuu sekä potentiaalisista maakohtaisista maksimikiintiöistä että yrityskohtaisesti hyväksytyjen kiintiöiden aggregaatista. Huhtikuussa 2012 skeemaa on laajennettu 20:tä miljardista renminbistä 70:een miljardiin.

Aluksi ohjelmaan hyväksyttiin vain hongkongilaisia yrityksiä, mutta myöhemmin maiden ja yritysten määrää on laajennettu asteittain. Lokakuussa 2013 maakohtaiset kiintiöt on myönnetty Iso-Britannialle ja Singaporelle. 2014 ohjelmaan on hyväksytty Ranska, Saksa ja Austraalia, 2015 Sveitsi ja Luxemburg. Vuoden 2015 lopussa RQFII:ssa on ollut hyväksyttyjä kiintiöitä yli 440 miljardilla renminbillä.

Lisäksi Kiina on sallinut toukokuussa 2012 kiinalaisten ei-finanssialan yritysten laskea liikkeelle renminbinoteerattuja velkakirjoja Manner-Kiinan ulkopuolella. Tämä on mahdollistanut sen, että kiinalaisyrietykset voivat hankkia rahoitusta offshore-markkinoilta ja sijoittaa sitä Manner-Kiinaan.

Aluksi pääoman ei sallittu virrata Manner-Kiinasta offshoreen. Tammikuusta 2011 alkaen mannerkiinalaisille yrityksille on annettu lupa tehdä renminbinoteerattuja ODI ulkomaalaisiin yrityksiin. Koska niillä voidaan sovitella myös maksuvelvoitteita ennenaikaisesti, reformi on voimistanut arbitraasimahdollisuuden hyödyntämistä hinnoitteluerossa. Rahoitustaseen transaktioina ne edellyttävät silti viranomaisten hyväksyntää.

Maaliskuusta 2012 alkaen kiinalaisten pankkien on sallittu antaa renminbinoteerattua luottoa kotimaisille yrityksille, joilla on liiketoimintaa Manner-Kiinan rajojen ulkopuolella. Tämä on avannut mahdollisuuden regulatoriseen arbitraasiin, joka voi tapahtua esimerkiksi laskujen

---

<sup>5</sup> RQFII eroaa QFII:sta siten, että sijoitukset toteutetaan renminbillä eikä vieraalla valuutalla. Koska QFII ei yhdisty siis renminbin kansainvälistymiseen, se sivuutetaan suurimmaksi osaksi tutkimuksessa. Siinä missä RQFII on avannut sijoitusmahdollisuudet Shanghaiin pörssiin "A-yhtiöihin", QFII sallii ulkomaalaisten tehdä sijoituksia "B-yhtiöihin".



vääristelyllä. Kyse on prosessista, jossa ODI yhdistetään aikomukseen, että pääoma palautetaan tulevaisuudessa Manner-Kiinaan FDI. Kun esimerkiksi mannerkiinalainen yritys tahtoo siirtää sitomatonta varallisuutta offshoreen, se voi käyttää apunaan hongkongilaista tytäryhtiötä. Yritys ilmoittaa viranomaisille esimerkiksi 50:n miljoonan sijoituksesta, vaikka se on sopinut tytäryhtiön välityksellä 40:tä miljoonasta. Tämä vapauttaa sille 10 miljoonaa sitomatonta pääomaa, jonka se voi kirjata myöhemmin FDI:ssä esimerkiksi sijoitustappioksi. Tätä mahdollisuutta vasten on mahdollista ymmärtää, miksi yli 50 % Kiinan ODI virtaa Hongkongiin, vaikka alue on vain reilun neliökilometrin kokonainen. Sitä käytetään perinteisenä offshore-keskuksena, jonka välityksellä kiinalaiset ohjaavat pääomavirtoja haluamiinsa kohteisiin. Koska aktiviteetti toteutuu epäformaalien kanavien välityksellä, tällaisista transaktioista ei ole dataa. (Garcia-Herrero et al 2015)

Marraskuussa 2014 PBOC käynnisti piloottikokeilun renminbikvalifioitujen kotimaisten institutionaalisten sijoittajien (RQDII) ohjelmasta. Se avasi kiinalaisille finanssi-instituutioille mahdollisuuden tehdä renminbinoteerattuja portfoliosijoituksia Manner-Kiinan ulkopuolelle. Ohjelma ei edennyt silti kokeilua pitemmälle ennen kuin se keskeytettiin joulukuussa 2015. Tämä on yhdistynyt Kiinan pyrkimykseen rajoittaa ulosvirtaavaa pääomaa.<sup>6</sup>

Yksisuuntaisten pääomakontrollien avaamisen lisäksi Kiina on implementoinut molemminsuuntaisia reformeja. Merkittävin niistä on ollut Shanghain ja Hongkongin pörssiyhteistyön käynnistäminen marraskuussa 2014.<sup>7</sup> Se on avannut kiinalaisyrittäjälle mahdollisuuden sijoittaa valikoituihin hongkongilaisiin ja kiinalaisiin yrityksiin Hongkongin pörssissä sekä hongkongilaisille Shanghain pörssiin. Sijoittamista rajoitetaan kiintiöillä.

Vaihtotaseen ja rahoitustaseeseen lisäksi Kiina on uudistanut renminbin institutionaalista rakennetta. Reformit erotellaan markkinaolosuhteita ja likviditeetin tarjontaa parantaviksi.

Kesäkuussa 2011 *Treasury Markets Association*, joka tekee yhteistyötä HKMA:n kanssa, on alkanut julkaista *CNH spot fixing* -tavoitekorkoa. Viitearvona se on lisännyt johdannaismarkkinoiden läpinäkyvyyttä ja yhtenäistänyt hinnoittelua. Kesäkuussa 2013 renminbinoteerattu lainaamista on alettu tukea Hongkongin kiinteällä pankkienvälisellä viitekorolla, *CNH HIBOR fixing*. Manner-Kiinassa vastaava korko viittaa Shanghain

---

<sup>6</sup> Aikaisemmin kiinalaiset ovat voineet tehdä dollarinoteerattuja portfolioinvestointeja kvalifioitujen kotimaisten institutionaalisten sijoittajien (QDII) ohjelman välityksellä. Se on keskeytetty helmikuussa 2016.

<sup>7</sup> Toinen merkittävä reformi on ollut sijoitusrahastojen yhteys -ohjelma, joka on aloitettu heinäkuussa 2015.

pankkienväliseen viitekorkoon (SHIBOR). Korkoa käytetään vertailupisteenä, jolla pankit ovat valmiita myöntämään toisilleen renminbilainoja ilman vakuutta. Tämä on synnyttänyt offshore-markkinat koronvaihtosopimuksille ja takaisinostosopimus- eli repomarkkinoille. Sitä ennen alueelta on puuttunut yhtenäinen korko, minkä vuoksi luotonannossa on sovellettu erilaisia talletuskorkoja.

Kesäkuussa 2012 HKMA on avannut likviditeettifasilitetin. Sen tarkoituksena on ollut parantaa rahoituksen tarjontaa lyhyellä aikavälillä, kun markkinoilla ilmenee jäykkyyksiä. Ne voivat johtua kausiluonteisista vaihteluista tai muista pääomaintensiivisistä aktiviteeteista. Tämä on avannut kelpoisille instituutiolle mahdollisuuden saada luottoa vakuutta vasten.

### 3. Teoriatausta

Tutkimuksen teoria perustuu suurimmaksi osin renminbimarkkinoiden institutionaalisiin ehtoihin, joita on käsitelty yksityiskohtaisesti edellisessä luvussa. Tässä luvussa määritetään teorianmuuttajat ja ennustetaan niiden odotettua käyttäytymistä. Ne erotellaan neljään kategoriaan: välittömien ja epäsuorien makrotaloudellisten fundamenttien vaikutukseen, markkinaolosuhteisiin, globaalien finanssimarkkinoiden vaikutukseen ja markkinoiden segmentoitumisen asteittaiseen purkamiseen. Jäsennys ottaa mallia Funke et al (2015) artikkelista mutta eroaa siitä yksityiskohdissa. Luvun lopussa muuttujien määritelmät, ennustetut vaikutukset ja datalähteet on tiivistetty yhteen taulukkoon.

Kokonaisuudessaan teoria muodostuu mikro- ja makrotaloudellisten tekijöiden synteesisistä. Mikrotaloudellisilla tekijöillä viitataan renminbimarkkinoiden likviditeettiin sekä erilaisiin institutionaalisiin ja regulatiivisiin ehtoihin tai globaaliin markkinasentimenttiin. Makrotaloudelliset fundamentit ja globaalin finanssijärjestelmän vaikutus ovat puolestaan makrotaloudellisia tekijöitä. Näiden perspektiivien ajatellaan täydentävän toisiaan. Esimerkiksi globaalien finanssimarkkinoiden vaikutus voi ilmentyä mikrotaloudellisesti sijoittajien sentimentissä ja makrotaloudellisesti Yhdysvaltojen rahapolitiikan välityksellä.

Koska teorianmuuttujilla selitetään hinnoittelueroa, se on aiheellista määritellä ennen muita. Hinnoittelueron muodostettu logaritmoiduista CNH- ja CNY-spotkurssien päivittäisestä päätöshinnasta,  $D_t = \ln(CNH_t / CNY_t) * 100$  (Funke et al 2014). Päätöshinta on valittu keskihinnan sijasta, koska se heijastaa täsmällisemmin uutta informaatiota, joka on tullut esille päivän mittaan. Molemmat kurssit on ilmaistu USD:ssa. Data alkaa 23.8.2010 ja päättyy 10.8.2015, mikä viittaa ajanjaksoon ensimmäisestä CNH-kurssin noteerauspäivästä PBOC:n kiinnityskurssin reformiin. Aineistosta on poistettu viikonloput ja muut pyhäpäivät, jolloin vähintään toinen valuuttamarkkina on ollut kiinni.

### 3.1. Makrotaloudelliset fundamentit

Valuuttamarkkinatutkimuksessa fundamentaalien ja hintareagoinnin yhteyteen on suhtauduttu kahtalaisesti. Meesen ja Rogoffin (1983) mukaan niiden välillä ei ole yhteyttä vaan satunnaiskävely osoittautuu yleisesti validimmaksi malliksi valuuttakurssin ennustamisessa. Mark (1995) sekä Mark ja Sul (2001) väittävät puolestaan, että fundamentaalien vaikutus ilmenee pitkällä mutta ei lyhyellä aikavälillä. Koska tämä tutkimus ei perustu kvartaali- vaan päivätdataan, heidän tulosta ei voida soveltaa.

Tiheällä frekvenssillä makrotaloudellisten fundamenttien välitöntä vaikutusta voidaan tutkia uutisoinnin välityksellä (esimerkiksi Anderson et al 2003 & 2007; Chaboud et al 2004; Faust et al 2003 & 2007; Chen & Gau 2010). Tutkimustraditiossa pyritään määrittämään, onko makrotaloudelliseen uutisointiin sisältynyt yllätysmomenttia, joka aiheuttaa valuuttakurssissa merkittävän hintareaktion. Se seuraa siitä, että makrotaloudellinen fundamentti on hinnoiteltu ennen indikaattorin julkaisua joko liian optimistisesti tai pessimistisesti. Esimerkiksi odotuksia voimakkaampi talouskasvu saattaa johtaa valuutan vahvistumiseen (Anderson et al 2007).

CNH:n ja CNY:n hinnoitteluerossa uutisoinnin vaikutuksen tutkiminen on mielekästä niiden poikkeavien institutionaalisten rakenteiden ja sijoittajaperustan vuoksi: valuuttakurssit voivat reagoida eri tavoin samoihin makrotaloudellisiin indikaattoreihin. Muuttuja  $S_{kt}$  esittää makrotaloudellista yllätysmomenttia (Anderson et al 2003 & 2007). Sen alaindeksi  $k$  viittaa yksittäisen indikaattoriin luokkaan ja  $t$  ajanhetkeen. Yllätysmomentti määritellään siten, että aktuaalisesta arvosta vähennetään analyytikkojen ennusteiden konsensus,  $A_{kt} - E_{kt}$ . Ennusteena käytetään *Bloomberg* mediayhtiön analyytikkojen mediaania. Mediaani on valittu keskiarvon sijasta, jotta ääriennusteiden paino ei pääsisi ylikorostumaan. Koska erilaisia makrotaloudellisia indikaattoreita ei johdeta yhteisestä metodologiasta, muuttujat on standardisoitava, jotta ne saadaan yhteismitalliseksi. Tämän vuoksi yllätysmomentti jaetaan indikaattorin otoksen keskihajonnalla  $\hat{\sigma}_k$ . Tästä saadaan määritelmä  $S_{kt} = (A_{kt} - E_{kt}) / \hat{\sigma}_k$ .

Jos yllätysmomentti on positiivinen (tai negatiivinen), aktuaalinen uutinen on ylittänyt (tai alittanut) analyytikkojen konsensuksen. Tästä ei seuraa silti välttämättömästi, että CNH:n ja CNY:n hinnoitteluerot laajentuisi tai supistuisi samaan suuntaan. Markkinoiden hinnoittelu ei

perustu analyyttikkojen mediaaniin, vaikka se tarjoaa informaatiota markkinoiden konsensuksesta. Paikoittain markkinahinta ja analyyttikkojen konsensus vastaavat toisiaan enemmän ja paikoittain vähemmän. Täten yllätysmomenttia ei voida ennustaa *ex ante* vaan se voidaan ratkaistava *ex post* eli vain datan perusteella.

Makrotaloudellisten fundamenttien indikaattoreina käytetään bruttokansantuotteen (BKT) reaalista kasvua, teollisuustuotannon kasvua, ostopäälikkaindeksi (PMI) arvoa, viennin kasvua ja inflaatiota. Valinnat perustuvat siihen, että Kiinan kokonaistalous ohjautuu investoinneista, teollisuudesta ja viennistä eikä niinkään palveluista ja kulutuksesta (Pettis 2013).

BKT:n kasvu on yksi keskeisimmistä kokonaistaloudellisen arvon mittareista. Kun talous kasvaa, työttömyys on matalalla, ihmiset kuluttavat enemmän, pysyvät terveempinä ja ovat onnellisempina kuin talouden supistuessa. Kiinassa indikaattorin kalenteripäivä on noin kahdesta kolmeen viikkoa kvartaalin päättymisen jälkeen.

Teollisuustuotannon kasvu on valittu täydentämään BKT:n kasvua. Indikaattori mittaa kaivosteollisuuden, valmistustekniikan, rakennusteollisuuden ja energiantuotannon kehitystä. Koska raskas teollisuus muodostaa Kiinan talouden selkärangan, indikaattorilla voidaan ennakoida BKT:n kehitystä. Tiheämmän julkaisutahdin vuoksi indikaattorilla voidaan arvioida myös suhdanteen kehitystä. Tavallisesti kalenteripäivä on noin kuukauden puolivälissä.

PMI mittaa valmistustekniikan kehitystä. Indikaattoria seurataan laajalti, koska sillä voidaan ennustaa taloussuhdanteen muutosta. PMI perustuu laajaan kyselytutkimukseen, joka tehdään kuukausittain eri teollisuuden aloille. Jos arvo on yli 50, valmistustekniikka on kasvanut edellisestä kuukaudesta. Jos luku on alle 50, sektori on kokonaisuudessaan pienentynyt. Indeksillä esittää uusia tilauksia, tuotannon tasoa, työllisyystilannetta, tavaratoimittajien toimitusaikoja ja varastojen määrää. Kyselytulokset julkaistaan tavallisesti seuraavan kuukauden ensimmäisenä päivänä.

Aasian talouksia ajatellaan tavallisesti vientivetoisiksi. Vahvan viennin voidaan tulkita merkitsevän sitä, että maa on onnistunut hankkimaan suhteellisen edun jollakin kansainvälisellä markkinalla. Kilpailuetu voi perustua esimerkiksi alhaisempiin työvoimakustannuksiin tai verotukseen. Indikaattori julkaistaan kuukauden toisella viikolla.

Inflaatio viittaa kuluttajahintaindeksin vuosittaiseen muutokseen. Indeksi mittaa sitä, kuinka paljon renminbin reaalin arvo on heikentynyt. Sillä ei mitata kuitenkaan palkkojen ja hintojen nousun välityksellä kulutuksen vaikutusta vaan sitä käytetään korvikemuuttujana, jolla mitataan aktuaalisen tuotannon asettumista suhteessa sen luonnolliseen tasoon. Kun inflaatio lisääntyy, keskuspankeilla on tapana nostaa ohjauskorkoa viiveellä. Tämä voidaan tulkita pyrkimykseksi muuttaa lainanantoa kalliimmaksi, jotta talous ei ylikuumentuisi. Vastaavasti laskevan inflaation voidaan ajatella johtavan viiveellä edullisempaan lainanantoon, jotta taantumalta vältyttäisiin. Lisäksi korkeampi korko tarkoittaa avotaloudessa parempaa tuottoa, mikä vetää vierasta pääomaa puoleensa. Matalampi korko yhdistetään puolestaan heikompiin tuotto-odotuksiin.

Välittömän vaikutuksen lisäksi makrotaloudellisten fundamenttien merkitystä mitataan epäsuorasti. Tällainen muuttuja muodostetaan Kiinan ja Hongkongin pörssi-indeksien suhteesta, joka esittää yksien ja samojen kiinalaisyhtiöiden kurseja kahdella eri markkina-alueella. Koska sama fundamentaali-informaatio ilmenee molemmissa kurseissa, niiden reagoinnin pitäisi heijastella valuuttakurssien muutosta. Indekseiksi on valittu *Shanghai Composite Index* ja Hongkongin *Hang Sengin* kiinalaisyhtiöiden alaindeksi, mistä muodostetaan logaritmoitu muuttuja  $Share_t = \ln (Hang\ Seng_t / Shanghai_t)$ .

Koska Manner-Kiinan ja offshore-markkinoiden sijoittajakunta poikkeaa toisistaan, fundamenttien vaikutusta ei ole mielekästä ajatella ainoana tekijänä, joka ohjaa pörssikurseja. Pettisin mukaan (2013, 52-54) Manner-Kiinan osakemarkkinoiden sijoittajaperusta poikkeaa länsimaista siten, että arvosijoittajien, niin kuin eläke- ja vakuutusyhtiöiden, vaikutusvalta on vähäisempi. Koska tällaisten sijoittajien horisontti on pitkä ja ne perustavat päätöksensä fundamentaali-informaatioon, heidän toiminnalla on pörssiä vakauttava vaikutus. Kiinalaissijoittajat ovat kuitenkin enemmän spekulatiivisia ja heidän tarkoituksena on hyötyä enemmän lyhyen aikavälin trendeistä. Koska makrotaloudellisilla fundamenteilla on tällaiselle sijoittajakunnalle pienempi merkitys, pörssi-indeksien on mielekästä ajatella heijastavan myös markkinalikviditeetin ja riskinottohalukkuuden vaikutusta. Hongkongin sijoittajakunta muodostuu puolestaan globaaleista finanssi-instituutioista, joihin sisältyy perinteisten arvosijoittajien lisäksi pankkeja ja spekulatiivisia rahastoja.

Muuttujan  $Share_t$  ennakoidaan käyttäytyvän seuraavasti. Jos Hongkongin pörssi vahvistuu yhden prosentin suhteessa Shanghain pörssiin, jolloin indeksien välinen ero kasvaa, tämän odotetaan johtavan siihen, että CNH-kurssia aletaan hinnoitella arvokkaammin suhteessa USD:iin kuin CNY:a. Tällä on negatiivinen vaikutus hinnoittelueroon.

Ennen kuin seuraavaan alakategoriaan siirrytään, on aiheellista kommentoida, miksi tässä tutkimuksessa ei käytetä markkinakorkojen suhdetta selittävänä muuttujana, vaikka ne ovat keskeisiä makrotaloudellisia tekijöitä. Tämä johtuu korkojen ajallisesta epäjatkuvuudesta. Vaikka Shibor-viitekorosta on saatavilla dataa koko tutkimuksen ajalle, Hibor-viitekorko on ollut olemassa vasta kesäkuusta 2013 alkaen. Sitä ennen CNH-markkinoiden luotonanto perustui heterogeenisiin talletuskorkoihin.<sup>8</sup>

### 3.2. Markkinaolosuhteet

Fundamentaalisten tekijöiden lisäksi CNH:n ja CNY:n hinnoittelueroa selitetään markkinaolosuhteilla, joilla viitataan renminbikurssien likviditeettiin ja PBOC:n kiinnityskurssin vaikutukseen. Varallisuuserän likvidiys muodostuu kahdesta tekijästä: sen markkina- ja rahoituslikviditeetistä (Brunnermeier & Pedersen 2009). Markkinalikviditeetti tarkoittaa varallisuuserän vaihtamisen vaivattomuutta ja rahoituslikviditeetti luotonannon vaivattomuutta. Ne voimistavat toinen toisiaan. Vaikka varallisuuserän ostaminen edellyttää rahoitusta, ostopäätökseen vaikuttaa lisäksi se, että sijoitus voidaan myydä joskus vaivatta. Jos varallisuuserän likvidiys on heikko, tämä altistaa sen voimakkaalle ja ennakoimattomille hintareaktioille (Amihud & Mendelson 1986). Hyvä likviditeetti ilmenee varallisuuserän ”syvyytenä” (depth) ja ”kimmoisuutena” (resiliency). Syvyys viittaa siihen, että kohdetta voidaan vaihtaa suuria määriä ilman merkittävää hintamuutosta. Varallisuuserä on kimmoisa, kun hinnan voidaan odottaa palautuvan ”keskiarvoonsa” voimakkaan shokin jälkeen.

---

<sup>8</sup> Jos kolmen kuukauden Hiborin ja Shibor erotusta,  $Rate_t = \ln 3mHibor_t - \ln 3mShibor_t$  (lähde: DataStream), testataan hinnoittelueroon 2.7.2013 alkaen, malli ei usein konvergoitu.

Markkinalikviditeetin vaikutusta mitataan CNH- ja CNY-kurssien myynti- ja ostohintojen spreadien suhteella,  $Spread_t = 100 * [(ln CNH\_ask_t - ln CNH\_bid_t) - (ln CNY\_ask_t - ln CNY\_bid_t)]$ . Jos CNH-spread kasvaa suhteessa CNY-spreadiin, tämän odotetaan johtavan siihen, että CNH-kurssi heikentyy enemmän suhteessa USD:iin kuin CNY. Tällä on positiivinen vaikutus hinnoittelueron.

Rahoituslikviditeettiä mitataan Hongkongin ja Manner-Kiinan ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn kuukausittaisen vaihtovolyymin logaritmoidulla viiveellä  $ln TS_{t-1}$ . Se muodostaa tärkeimmän kanavan, jonka välityksellä renminbinoteerattu pääoma virtaa Kiinasta offshoreen ja takaisin. Muuttujaa on viivästettävä periodilla, koska muuten estimoinneissa syyllyttäisiin ”jälkiviisausharhaan” (hindsight bias): hinnoittelueron päivittäistä muutosta selitettäisiin arvolla, joka ei ole vielä olemassa.

Hinnoittelueron ennakoidaan reagoivan positiivisesti ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn kasvuun yhdellä prosentilla. Tämä johtuu siitä, että järjestelyn transaktiot noteerataan CNY- eikä CNH-kurssilla. Mitä voimakkaampaa CNY:n kysyntä on, sitä arvokkaammin se hinnoitellaan USD:ssa ja sitä leveämmäksi hinnoitteluero kasvaa.

Likviditeetin lisäksi PBOC:n kiinnityskurssia on uudistettu. Kaikkein selvimmin tämä ilmenee valuuttaputken rajojen laajennuksina. Cheungin ja Rimen (2014) mukaan myös kiinnityskurssin määräytyminen on muuttunut renminbin kansainvälistymisen myötä markkinaehtoisemmaksi. Koska sitä ei ole poistettu kuitenkaan lopullisesti käytöstä, on mielekästä olettaa, että PBOC:lla on edelleen voimakas näkemys valuutan vakaudesta.

PBOC:n poliittisten tavoitteiden vaikutusta mitataan tutkimalla kiinnityskurssin ja CNY:n erotuksen merkitystä. Kun PBOC:n käsitys renminbin tavoitearvosta poikkeaa valuuttamarkkinoiden näkemyksestä, se voi pyrkiä ohjaamaan kiinnityskurssilla CNY:tä päinvastaiseen suuntaan. Jotta valuuttaputken asteittaiset muutokset eivät jäisi huomioimatta, kiinnityskurssin ja CNY:n erotus on normalisoitava valuuttaputken levennyksillä. Koska kiinnityskurssi julkaistaan vaihtopäivän alussa, siihen sisältyvän informaation on perustuttava CNY:n edellisen periodin päätöshintaan. Vastaavasti selitettävänä oleva saman periodin hinnoitteluero ilmentää sitä, miten valuuttamarkkinat ovat suhtautuneet päivän alussa julkaistuu kiinnityskurssiin. Muuttuja määritetään seuraavasti,  $PBOC\_Erotus_t = \frac{ln PBOC\_Fix_t - ln CNY_{t-1}}{(valuuttaputki\ max - min)}$ .



PBOC:n kiinnityskurssin ja CNY:n normalisoidun erotuksen ennakoidaan vaikuttavan hinnoittelueroon negatiivisesti. Kun PBOC tavoittelee heikompiarvoisempaa renminbiä kuin CNY-markkinat ovat edellisellä periodilla, tämä tulkitaan molemmilla valuuttamarkkinoilla signaaliksi renminbin tulevasta arvosta. Tämän seurauksena CNH- ja CNY-kurssien hinnoittelun ennakoidaan yhtenäistyvän pikemminkin kuin poikkeavan toisistaan.

Tulkinta eroaa Funke et al (2015) tulkinnasta, jossa vaikutus ennakoidaan positiiviseksi. Koska he eivät perustele tai avaa määritelmäänsä, tulkintojen poikkeavuutta ei voida käsitellä yksityiskohtaisemmin.

### 3.3. Globaalien finanssimarkkinoiden vaikutus

Vaikka asian sanominen on klise, globalisaation vaikutuksesta maailman osa-alueet ovat tulleet entistä riippuvaisemmaksi toisistaan. Rey (2013) sekä Miranda-Agrippino ja Rey (2015) ovat osoittaneet tämän pätevän myös finanssimarkkinoihin: globalisaation myötä niiden olosuhteet, pääomavirrat ja yksityisen velan kasvu ovat synkronisoituneet yhtenäisemmiksi.

Kun Yhdysvaltojen keskuspankki (Fed) laski ohjauskoron finanssikriisin kärjistymisen myötä nolnaan, kansainväliset sijoittajat alkoivat etsiä parempia tuottomahdollisuuksia kehittyvistä talouksista (Shin 2013). Tämä on vahvistanut pääoma virtaamista kehittyviin talouksiin. Kun vuosina 2002-08 noin 90 % globaaleista pääomavirroista virtasi teollisuusmaihiin ja 10 % kehittyviin talouksiin, 2010-13 yli 50 % suuntautui kehittyviin talouksiin (IMF 2014). Kiina oli suurin yksittäinen kohde.

Globaalien finanssimarkkinoiden vaikutusta mitataan kolmella muuttujalla. Kahdella tutkitaan globaalin likviditeetin vaikutusta ja yhdellä kansainvälisten sijoittajien riskinottohalukkuutta. Globaalia likviditeettiä mitataan logaritmoiduilla Yhdysvaltojen kymmenen vuoden velkakirjojen korolla ( $US10$ ),  $\ln US10_{t-1}$ , ja viiden vuoden koronvaihtosopimuksella ( $S5$ ),  $\ln S5_{t-1}$ . Riskinottohalukkuutta mitataan logaritmoidulla VIX-indeksillä,  $\ln VIX_{t-1}$ , eli niin sanotulla ”pelkokerroimella”, jota seurataan finanssimarkkinoilla

laajalti. Se esittää markkinoiden odotuksia S&P 500 –indeksin seuraavan 30:n päivän volatiliteetista. Jokaista muuttujaa on viivästetty yhdellä periodilla, koska Hongkongin työtunnit seuraavat edellisen päivän New Yorkin työtunteja.

US-10 mittaa kansainvälisten sijoittajien tuotto-odotuksia (Bekaert et al 2007). Pitkän aikavälin korot eroavat lyhyistä siten, että ne määrittyvät enemmän globaalin kysynnän perusteella. Tämä johtuu siitä, että Fedin efektiivinen korko on yön yli –korko eikä sillä ole korkoja muille maturiteeteille. Täten sen rahapolitiikan vaikutus ei ulotu korkeampiin maturiteetteihin samalla tavoin kuin esimerkiksi kolmen kuukauden valtion velkakirjojen korkoon, joka on lähes identtinen yön yli -koron kanssa.

Kun US-10 lisääntyy yhden prosentin, vakaat ja paremmat tuotto-odotukset turvallisemmasta sijoituskohteesta johtavat siihen, että nollakoroista kärsineet kansainväliset sijoittajat, kuten eläkeyhtiöt, alkavat allokoida portfolioitaan uudelleen.<sup>9</sup> Koska CNH:n kysynnän odotetaan heikentyvän tämän seurauksena ja markkinahinnoittelun vaihteluvälin muuttuvan, US-10:n muutoksen ennakoidaan vaikuttavan positiivisesti hinnoittelueron tasoon ja volatiliteettiin.

S-5 mittaa sitä, minkälaiseksi kansainväliset sijoittajat ennakoivat yhdysvaltalaisten korkomarkkinoiden kehittyvän viidessä vuodessa (CGFS 2011). Koronvaihtosopimus tarkoittaa määritelmällisesti kahdenkeskeisten termiinisopimusten yhdistelmää, jossa osapuolet sitoutuvat vaihtamaan korkovirtoja ennalta määrätyn ajan puitteissa (Brealey et al 2013). Standardiversiossa ostoposition ottanut maksaa kiinteää kassavirtaa myyntiposition ottaneelle ja saa markkinakorkoista vaihtuvaa kassavirtaa, joka perustuu tavallisesti LIBORIin.<sup>10</sup> Koska positoiden välillä on vastavuoroinen relaatio, kiinteän koron muutokset heijastavat vaihtuvassa koron muutoksia ja päinvastoin. Tässä kontekstissa viiden vuoden maturiteetti jäsentää markkinoiden keskipitkän aikavälin odotuksia korkomarkkinoiden kehitymisestä.

S-5 kasvun odotetaan vaikuttavan hinnoittelueroon positiivisesti. Kun markkinoiden korko-odotus lisääntyy yhden prosentin, sijoittajien odotetaan alkavan ennakoida dollarinoteeratun

---

<sup>9</sup> Myös kehittyvät taloudet niin kuin Kiina tai Saudi-Arabia, jotka ovat perinteisesti sijoittaneet vaihtotaseen ylijäämiään Yhdysvaltojen valtion velkakirjoihin ovat kärsineet nollakoroista.

<sup>10</sup> Vaikka vaihtosopimusten kiinteät korot korreloivat voimakkaasti Yhdysvaltojen valtion velkakirjojen korkojen kanssa, ne eivät ole identtisiä. Perinteisesti koronvaihtosopimus on asettunut hieman korkeammalle kuin valtion velkakirjan korko. Ylimääräinen riskipreemio perustuu siihen, että koronvaihtosopimukset ovat yksittäisten finanssi-instituutioiden liikkeeseenlaskemia ja niitä pidetään vähemmän luotettavampina kuin valtiota

rahoituksen kallistumista ja tuottojen parantumista. Tämän oletetaan suuntaavan globaaleja pääomavirtoja kehittyvistä talouksista Yhdysvaltoihin, minkä seurauksena USD vahvistuu. Koska CNH-kurssi heikkenee suhteessa USD:iin ja markkinahinnoittelun vaihteluväli muuttuu, vaikutuksen ennakoidaan johtavan hinnoittelueron tason ja volatiliteetin kasvuun.

Globaalin likviditeetin lisäksi globaalien finanssimarkkinoiden vaikutusta tutkitaan VIX-kertoimella. Jos indeksin arvo on suuri (tai alhainen), S&P 500 -indeksin futuureja hinnoitellaan leveämmällä (tai suppeammalla) hajontavälillä. Koska indeksin voidaan ennakoida heiluvan tämän perusteella voimakkaammin (tai vaimeammin), sillä voidaan arvioida sijoittajien riskisentimenttiä ja markkinoilla ilmentyvää epävarmuutta. Kriisissä volatiliteetti nousee voimakkaasti pitkän ajan keskiarvon yläpuolella, kun taas rauhallisempina aikoina se hakeutuu alaspäin. Koska indeksillä on kuitenkin tapana palautua pitkän aikavälin keskiarvoon, liian alhaisiin arvoihin on syytä suhtautua varauksella. Esimerkiksi vuosina 2003-07 indeksi laski historiallisen alhaiselle tasolle, mutta se nousi finanssikriisin seurauksena poikkeuksellisen korkealle.

Globaalin likviditeetin tutkimustraditiossa VIX on osoitettu keskeiseksi mittariksi, jolla voidaan arvioida finanssisykliä kehitystä (CGFS 2011; Bekaert et al 2013; Rey 2013; Cerutti et al 2014; Miranda-Agrippino & Rey 2015; Bruno & Shin 2015a). Sen lisäksi että indeksi esittää yleistä markkinasentimenttiä, sillä voidaan arvioida velkavivun käyttöä (Bruno & Shin 2015b). Koska velkavipu reagoi myötäsyklisesti nousu- ja laskusykleihin, sitä kasvatetaan noususyklissä ylituottojen toivossa. Laskusyklissä sitä pienennetään tappioiden pelossa. Gourinchasin ja Obstfeldin (2012) ovat osoittaneet, että länsimaiden ja 90-luvun kehittyvien talouksien finanssikriisien puhkeamista on edeltänyt kaksi yhteistä tekijää: velkavivun kasvattaminen ja valuutan arvon vahvistuminen.

Hinnoittelueron volatiliteetin ennakoidaan reagoivan positiivisesti VIXin muutoksiin. Kun ”pelko” kasvaa globaaleilla finanssimarkkinoilla yhden prosentin, epävarmuus johtaa siihen, että sijoittajat alkavat realisoida korkeampriskempiä sijoituksia ja allokoida varallisuutta vähempriskisempiin. Koska tämä johtaa CNH:n kysynnän heikentymiseen ja hinnoittelun vaihteluvälin muuttumiseen, vaikutuksen ennakoidaan ilmentyvän hinnoitteluerossa tason ja volatiliteetin voimistumisena.

### 3.4. Markkinasegmenttien asteittainen purkaminen

Vaikka Kiina on avannut pääomakontrollejaan asteittain, ne ovat edelleen melko tehokkaita. Koska CNY- ja CNH-markkinoiden voidaan olettaa integroituneen niiden seurauksena, reformien pitäisi ilmetä hinnoitteluerossa tason tai volatiliteetin kaventumisena. Markkinoiden segmentoitumista vähentävät reformit on eroteltu kolmeen ryhmään: valuuttamarkkinoiden vaihtamisen rajoitteiden purkuun, rahoitustaseen asteittaiseen avaamiseen ja CNH-markkinoiden likviditeetin parantamiseen.

#### 3.4.1. Vaihtorajoitteet

Keskeinen periaate PBOC:n valuuttakurssipolitiikassa on se, että CNY-kurssin sallitaan kellua vain hallitusti, vaikka valuuttaputken alaa on laajennettu. Lisäksi offshore-markkinoiden alkuaikoina ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyä rajoitettiin vaihtokiintiöllä. Järjestelyn transaktiot noteerataan CNY-kurssilla. Ennen kuin kiintiö poistettiin, se täyttyi kaksi kertaa lokakuussa 2010 ja syyskuussa 2011.

Tutkimuksen ajalliseen rajaukseen sisältyy kaksi valuuttaputken laajennusta. Ensimmäinen niistä on tapahtunut 16 huhtikuuta 2012, kun alaa on levennetty  $\pm 0,5$  %:sta  $\pm 1,0$  %:iin. Toisella kerralla rajoja on nostettu 17 maaliskuuta 2014  $\pm 2,0$  %. Muutoksia mitataan kahdella dummy-muuttujalla *TB\_1%* ja *TB\_2%*. Koska CNY on muuttunut markkinaehtoisemmaksi niiden seurauksena, vaikutuksen oletetaan ilmentyvän hinnoitteluerossa volatiliteetin vähentymisenä. Täten dummy-muuttujien vaikutusta ennakoidaan negatiiviseksi.

27 lokakuuta 2010 offshore-markkinoiden sijoittajat kokivat yllätyksen, kun heille paljastui se, että ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyyn oli sisällytetty vaihtokiintiö. Kun ostopositio saavutti nettomaksimin, rajoite pysyi päällä marraskuun 5:een, jolloin PBOC ja HKMA aktivoivat kahdenkeskeisen valuutanvaihtosopimuksen.

Toisen kerran vaihtokiintiö täyttyi 24 syyskuuta 2011, kun eurokriisin kärjistyminen johti riskisentimentin kärjistymiseen globaaleilla finanssimarkkinoilla. Koska renminbin ei enää odotettu jatkavan vahvistumistaan suhteessa USD:iin ja vaihtokiintiön ennakoitiin täyttyvän

uudelleen, CNH-markkinoilla käynnistyi myyntiaalto. Vaihtokiintiö oli päällä lokakuun 4:een, jolloin keskuspankit aktivoivat jälleen valuutavanvaihtosopimuksen.

Vaihtokiintiön olemista päällä mitataan kahdella dummy-muuttujalla *Quota1* ja *Quota2*. Ensimmäisellä kerralla tämä johtui ostoposition nettomaksimista. Koska välttämättömät renminbit oli hankittava tämän jälkeen offshore-markkinoilta, CNH:n kysynnän vahvistumisen ennakoidaan ilmentyvän hinnoitteluerossa negatiivisesti.

Toisella kerralla vaihtokiintiön myyntipositio saavutti nettomaksiminsa. Koska sijoittajat eivät voineet tämän jälkeen myydä renminbiä vaihtoikkunaan vaan offshore-markkinat jäivät ainoaksi vaihtoehdoksi, tarjonnan voimistumisen odotetaan heikentäneen CNH-kurssia. Täten vaikutuksen pitäisi ilmentyä hinnoitteluerossa positiivisena.

#### 3.4.2. Rahoitustaseen asteittainen avaaminen

Vaikka rahoitustasetta on avattu asteittain, pääomakontrolleja ei ole purettu täysin vaan ne ovat edelleen melko tehokkaita. Rahoitustaseen reformit on eroteltu sen mukaan, rajoittavatko ne offshoresta Manner-Kiinaan virtaavaa pääomaa vai Manner-Kiinasta offshoreen. Datan puute tekee kuitenkin niiden mittaamisesta haasteellisen. Esimerkiksi FDIn tai ODIn vaikutusta ei voida mitata, koska tekijä ei ole löytänyt aikasarjoja, joissa renminbinoteerattujen transaktioiden osuus olisi eroteltu dollarinoteeratuista. Tämän vuoksi Funke et al (2015) suosivat dummy-muuttujien käyttöä. Koska asteittaista muutosta on uskottavampaa jäsentää numeerisella muuttujalla kuin tilana, joka joko on tai ei ole päällä, dummy-muuttujien käyttöä suositaan tässä tutkimuksessa toissijaisena vaihtoehtona.

Offshoresta Manner-Kiinaan virtaavien pääomakontrollien avaamista tutkitaan RQFII-kiintiön asteittaisella muutoksella. Muuttuja muodostetaan siten, että yrityskohtaisesti hyväksytyjen kiintiöiden aggregaatti on ehdollistettu maakohtaisten kiintiöiden aggregaatilla,  $RQFII_t = \frac{\sum_i^n Approval_t}{\sum_i^n RQFII\ Total\ Aggregate_t}$ . Ehdollistaminen tuo esille sen, että rahoitustaseen avaamisessa on kyse kontrolloidusta prosessista. Kiinalle menettelytapa on tyyppillinen. Kun reformi on suoritettu, viranomaiset alkavat kerätä informaatiota, jonka perusteella he päättävät jatkotoimenpiteistä.

Koska RQFII on avannut kansainvälisille sijoittajille pääsyn Manner-Kiinan pääomamarkkinoille, kiinalaisen ja globaalin sijoittajakunnan sekoittumisen oletetaan johtaneen renminbimarkkinoiden hinnoittelun integroitumiseen. Yhtenäisemmän hinnoittelun vaikutuksen ennakoitaan ilmentyvän hinnoitteluerossa volatiliteetin vähentymisenä. Sen ei oleteta kuitenkaan vaikuttavan hinnoittelueron tasoon, koska reformi ei ole parantanut ulkomaalaisten sijoittajien asemaa CNY-markkinoilla. Heidän transaktiot edellyttävät vakaata ja PBOC:n kanssa sovittua vaihtokurssia.

Manner-Kiinasta offshoreen koskevien pääomakontrollien avaamiselle ei voida muodostaa vastaavaa numeerista muuttujaa. Ne ovat myös ankarampia kuin päinvastaisten pääomavirtojen kontrollit. Vaikka Kiina käynnisti marraskuussa 2014 RQDII-ohjelman, se ei ennättänyt pilottivaihetta pitemmälle ennen kuin se keskeytettiin joulukuussa 2015.

Tämän vuoksi näiden renminbivirtojen mittaamisessa tyydytään toissijaiseen vaihtoehtoon, jolloin reformien vaikutuksia arvioidaan dummy-muuttujilla. Ne on eroteltu kolmeen vaiheeseen. Vakiotilassa rahoitustaseeseen transaktiot eivät olleet mahdollisia. Ensimmäinen dummy, *OF1*, astuu voimaan 13.1.2011, kun sisämaan yhtiöiden sallitaan tehdä ODI ulkomaisiin yhtiöihin. Se on voimassa aina seuraavaan reformiin asti. Toinen dummy, *OF2*, alkaa 31.3.2012, kun Manner-Kiinan pankkien sallitaan tarjota renminbinoteerattuja lainoja kiinalaisyrityksille, jotka operoivat offshoressa.

Molempien reformien oletetaan johtavan siihen, että Manner-Kiinan finanssimarkkinoiden hinnoittelu on integroitunut globaalien finanssimarkkinoiden kanssa. Tämän vuoksi vaikutuksien ennakoitaan ilmentyvän hinnoitteluerossa volatiliteetin vähentymisenä.

Näiden reformien lisäksi Kiina on käynnistänyt 17 marraskuussa 2014 Shanghain ja Hongkongin pörssiyhteistyön. Sen vaikutusta testataan dummy-muuttujalla *Stock\_Connect*. Koska reformi on avannut pääomavirtoja molemminsuuntaisesti, sen odotetaan integroineen finanssimarkkinoita toisiinsa. Tämän ennakoitaan johtaneen hinnoitteluerossa volatiliteetin vähentymiseen.

### 3.4.3. Likviditeettifasiliteetti

15 kesäkuuta 2012 HKMA on avannut likviditeettifasiliteetin, jonka tarkoituksena on ollut parantaa CNH-markkinoiden rahoituksen tarjontaa markkinajäykkyyksien ilmaantuessa. Reformin vaikutusta mitataan dummylla  $OL$ . Koska rahoituslikviditeetin parantumisen oletetaan vastavuoroisesti vahvistavan markkinalikviditeettiä, tämän odotetaan ehkäisevän ”paksujen häntöjen” esiintymistä ja tiivistävän CNH-markkinoiden hinnoitteluväliä. Vaikutuksen ennakoidaan ilmentyvän hinnoitteluerossa volatilitietin vähentymisenä.

| Taulukko 1 – Muuttujien kuvaus |  |                    |            |
|--------------------------------|--|--------------------|------------|
| Nimi                           | Kuvaus   | Odotettu etumerkki | Lähde      |
| $D_t$                          | $D_t = 100 * (\ln CNH_t - \ln CNY_t)$<br>CNY on Manner-Kiinan spot-kurssin päätöshinta ja CNH offshoren spot-kurssin päätöshinta, molemmat on ilmaistu USD:ssa. Aineiston pituus: 23.8.2010-10.8.2015. Siitä on poistettu viikonloput ja muut pyhäpäivät, jolloin jompikumpi markkina-alue on ollut kiinni.  |                    | Bloomberg  |
| $Quota1$                       | Dummy-muuttuja vaihtokiintiöstä, voimassa 27.10.-4.11.2010   | -                  |            |
| $Quota2$                       | Dummy-muuttuja vaihtokiintiöstä, voimassa 24.9.-3.10.2011  | +                  |            |
| $S_{kt}$                       | $S_{kt} = (A_{kt} - E_{kt}) / \hat{\sigma}_k$ . Yllätysmomentti $S$ , jonka alaindeksi $k$ viittaa makrotaloudellisen indikaattoriin luokkaan ja $t$ ajanhetkeen, $A_{kt}$ indikaattorin aktuaaliseen arvoon ja $E_{kt}$ Bloomberg mediatalon analyytikkojen ennusteiden mediaaniin. Muuttujina käytetään BKT:n kasvua, teollisuustuotantoa, ostopäällikköindeksiä, inflaatiota ja viennin kasvua. Niiden ensimmäiset havainnot on asetettu nollassi, sillä mahdollinen yllätys on tapahtunut ennen aineiston alkua. | ?                  | Bloomberg  |
| $Share_t$                      | $Share_t = \ln (Hang\ Seng_t / Shanghai_t)$ . Hang Seng viittaa Hongkongin kiinalaisyhtiöiden pörssi-indeksiin ja Shanghai samojen kiinalaisyhtiöiden Manner-Kiinan osakekursseihin.   | -                  | DataStream |

|                  |   |   |                     |
|------------------|---|---|---------------------|
| $Spread_t$       | $Spread_t = 100 * [(ln CNH\_ask_t - ln CNH\_bid_t) - (ln CNY\_ask_t - ln CNY\_bid_t)]$ . CNH- ja CNY-kurssien myynti- ja ostohintojen spreadit.   | + | Bloomberg           |
| $ln TS_{t-1}$    | $ln TS_{t-1}$ . Ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn vaihtovolyymien logaritmoitu viive  | + | HKMA                |
| $PBOC\_Erotus_t$ | $PBOC\_Erotus_t = \frac{ln PBOC\ Fix_t - ln CNY_{t-1}}{(valuuttaputki\ max - min)}$ . PBOC Fix viittaa vaihtopäivän alussa määritettävään kiinnityskurssiin, CNY:n viive spot-kurssin edellisen päivän päätöshintaan. Valuuttaputken maximi ja minimi määritetään seuraavasti: 23.8.2010-15.4.2012 $\pm 0,5\ %$ ; 16.4.2012-16.3.2014 $\pm 1,0\ %$ ; 17.3.2014-10.5.2015 $\pm 2,0\ %$ | - | CFETS, Bloomberg    |
| $ln US10_{t-1}$  | $ln US10_{t-1}$ . Yhdysvaltojen kymmenen vuoden valtion velkakirjojen viivästetty logaritmoitu korko  | + | Fred                |
| $ln S5_{t-1}$    | $ln S5_{t-1}$ . Viiden vuoden valuutanvaihtosopimuksen viivästetty logaritmoitu korko   | + | Fred                |
| $ln VIX_{t-1}$   | $ln VIX_{t-1}$ . VIX-indeksin logaritmoitu viive  | + | Fred                |
| $TB\_1\%$        | Dummy-muuttuja $\pm 1,0\ %$ valuuttaputkesta, voimassa 16.4.2012-16.3.2014  | - |                     |
| $TB\_2\%$        | Dummy-muuttuja $\pm 2,0\ %$ valuuttaputkesta, voimassa 17.3.2014-10.8.2015  | - |                     |
| $RQFII_t$        | $RQFII_t = \frac{\sum_i^n Approval_t}{\sum_i^n RQFII\ Total\ Aggregate_t}$ . Hyväksyttyjen yrityskohtaisten kiintiöiden aggregaatti suhteutettuna maakohtaisten potentiaalisten kiintiöiden aggregaattiin.  | - | GlobalCapitalin Fig |
| $OF1$            | Dummy-muuttuja Manner-Kiinasta offshoreen virtaavalle pääomalle, voimassa 13.1.2011-30.3.2012   | - |                     |
| $OF2$            | Dummy-muuttuja Manner-Kiinasta offshoreen virtaavalle pääomalle, voimassa 31.3.2012-10.8.2015   | - |                     |
| $OL$             | Dummy-muuttuja Hongkongin likviditeettifasiliteetille, voimassa 15.6.2012-10.8.2015   | - |                     |
| $Stock\_Connect$ | Dummy-muuttuja Shanghain ja Hongkongin pörssiyhteistyölle, voimassa 17.11.2014-10.8.2015  | - |                     |



## 4. Katsaus aikaisempaan empiiriseen tutkimukseen

Tämän luvun päämääränä ei ole tehdä pelkästään yleiskatsausta aiheen tutkimuskirjallisuuteen vaan myös täydentää sen välityksellä aikaisempia lukuja. Julkaisut esitetään siten, että jäsennyksestä voidaan havaita se, miten erilaiset reformit ovat muuttaneet renminbikurssien käyttäytymistä. Kyse on asteittaisesta muutoksesta markkinaehtoisempaan suuntaan.

Empiiriseen metodologiaan pohjautuvaa tutkimusta on julkaistu vuodesta 2012 alkaen. Sovelletuimpia menetelmiä ovat olleet GARCH-mallin lisäksi vektori autoregressiivinen (VAR) -malli, vektori virheenkorjausmalli (VECM) ja kynnys autoregressiivinen (TAR) -malli. Yhdestä tutkimushaarasta kurssien suhdetta on määritetty hintareagoinnin välityksellä. Siinä pyritään selvittämään, kumpi markkina-alue on ensisijaisempi vaihtokurssin määräytymisessä. Toiseksi kurssien suhdetta on tutkittu Evansin ja Lyonsin (2002) pionerisoimasta mikrostruktuurallisesta lähestymistavasta, jossa valuuttakurssin käytöstä selitetään ”markkina-” (order flow) ja ”rajahintatoimeksiannoilla” (limit order). Kolmannessa tutkimushaarassa keskitytään tekijöihin, joilla määritetään renminbikurssien hinnoittelun poikkeavuutta. Hinnoittelueron tutkiminen kuuluu tähän haaraan.

Hintareagoinnin tutkimisessa ei pyritä niinkään määrittämään renminbin fundamentaalista arvoa vaan löytämään mekanismi, jossa kysyntä ja tarjonta kohtaavat. Zhu ja Liu (2012) käyttävät päivänsisäistä dataa 2011 huhtikuusta marraskuuhun. He päätyvät siihen, että 90 % CNH:n hintareagoinnista perustuu CNY-markkinoihin ja että PBOC:n kiinnityskurssilla on suuri merkitys CNY:n määräytymisessä.

Maziad ja Kang (2012) ovat tutkineet renminbin sisä- ja offshore-markkinoiden vastavuoroisuutta GARCH-menetelmällä. Spot-kurssien lisäksi tutkimuksessa sovelletaan termiinikursseja. Termiini on johdannaissopimus, jossa ostaja ja myyjä sitoutuvat toteuttamaan transaktion tulevana ajankohtana sovitulla valuutalla tiettyyn hintaan. Niillä voidaan suojautua valuuttakurssiriskiltä tai käyttää markkinaliikkeiden spekulointiin.

Tutkimuksen päivädata ulottuu elokuusta 2010 syyskuuhun 2011. Maziad ja Kang väittävät, että normaaleissa markkinaoloissa CNY vaikuttaa sekä offshore-markkinoiden spot- ja termiinikurssiin. Tämän lisäksi offshore-markkinoiden termiinikurssilla voidaan ennustaa

Manner-Kiinan termiini- ja spot-kurssin kehittymistä. Kun markkinaolosuhteet muuttuvat epävakammiksi, CNH alkaa vaikuttaa vastavuoroisesti CNY:n heiluntaan. Tämä ilmenee molemminpuoleisina ”heijastusvaikutuksina” (spillover).

Tavallisten termiinisopimusten lisäksi tutkimuskirjallisuudessa on sovellettu ei-toimitettavia termiinisopimuksia (non-deliverable forward, NDF). Ennen kuin ulkomaalaisille on sallittu pääsy CNY-markkinoille heinäkuussa 2010, NDF:t muodostivat heille ainoan mahdollisuuden renminbinoteerattuun kauppaan. Niiden käyttö nojaa samoihin tarkoituksiin kuin termiiniin. NDF eroaa termiinistä siten, että kaupan toteutuminen ei edellytä renminbin vaihtamista. Sen sijasta transaktio perustuu termiini- ja spot-kurssin väliseen erotukseen, joka noteerataan tavallisesti USD:ssa.

Ding, Tse ja Williams (2014) käyttävät VAR-menetelmää CNH:n ja CNY:n vuorovaikutuksen sekä kuukauden NDF:n ja CNY-kurssin yhteisintegraation tutkimisessa. Tutkimus perustuu päiväaineistoon, joka on jaettu offshore-markkinoita edeltäneeseen ja jälkeiseen kauteen, syyskuusta 2009 kesäkuuhun 2010 ja syyskuusta 2010 kesäkuuhun 2011. Vaikka tulosten perusteella spot-markkinoiden tuottojen välillä ei ole informatiivista selitysvoimaa, NDF-markkinoilla on merkitystä CNY:n hintareagoinnissa. Vaikutus on voimistunut CNH-markkinoiden synnyn jälkeen.

Tulosta, että NDF-markkinat ovat yhteisintegroituneita vain CNY- mutta eivät CNH-kurssin kanssa, voidaan pitää omituisena, sillä molemmat ovat offshore-kursseja. Ero seuraa kuitenkin siitä, että siinä missä NDF-markkinoilla voidaan ennustaa CNY-kurssia, CNH:ta voidaan ennustaa Manner-Kiinan koroilla. Ding et al (2014) päättelivät tämän osoittavan sen, että CNY- ja CNH-markkinoiden välillä vallitsee jonkinasteista segmentoitumista. Heidän mukaansa tämä johtuu pääomakontrolleista. Lisäksi he paikantavat piirteitä, joiden perusteella he ennustavat CNY- ja CNH-kurssien yhteisintegroituvan markkinaehtoistumisen seurauksena.

Wu ja Pei (2012) määrittävät CNY-, CNH- ja NDF-markkinoiden suhdetta soveltamalla AR-GARCH-mallia, jossa innovaatio on filteröity noudattamaan AR-prosessia. Heidän mukaan CNY-kurssilla on CNH-kurssia merkittävämpi vaikutus renminbin hinnoittelussa. Lisäksi he väittävät, että NDF:ien hinnoittelu on alkanut heijastella spot-markkinoiden kursseja. Tämä

osoittaa sen, että renminbin hinnoittelussa on tapahtunut muutosta markkinaehtoisempaan suuntaan, vaikka PBOC:n kiinnityskurssi integroi edelleen markkina-alueita.

Tong, Wang ja Yang (2015) tutkivat CNY:n ja eri maturiteetin NDF:ien yhteisintegraatiota VECM-menetelmällä. Tutkimuksen viikkoaineisto ulottuu heinäkuusta 2005 joulukuuhun 2013. He väittävät, että eri renminbikurssien suhde vaihtelee institutionaalisten reformien seurauksena yli ajan. Tämän tulkitaan osoittavan sen, että renminbimarkkinoiden dynamiikka on kehittynyt markkinaehtoisemmaksi. Heidän mukaansa ulkomaalaisilla sijoittajilla on ollut muutoksessa oma vaikutuksensa.

Ajan myötä NDF-markkinoiden merkitys on alkanut vähentyä. McCauley, Shu ja Ma (2014) väittävät, että vuodesta 2013 alkaen CNH-kurssin on sanottu alkaneen korvata NDF:ien käyttöä. Se tarjoaa sijoittajille joustavampia keinoja lyhyen ja pitkän position ottamisessa suhteessa CNY-kurssiin.

Mikrostruktuurallisessa tutkimushaarassa CNY:n ja CNH:n vastavuoroisuutta tutkitaan markkinatoimeksiannoilla. Lähestymistapa aloittaa oletuksesta, jonka mukaan kaikki hintaa muuttava fundamentaalinen informaatio ei ole julkisesti saatavilla (Evans & Lyons 2002). Markkinatoimeksiantojen virtaan sisältyy lisäksi hajautettua informaatiota fundamenteista, koska ne ilmentävät sellaisten agenttien transaktioita, joilla saattaa olla ei-julkista informaatio fundamenteista.<sup>11</sup> Muuttuja muodostetaan siten, että aktualisoituneet osto- (+) ja myyntipuolen (-) toimeksiannot summataan yhteen. Jos aggregaatin merkki on esimerkiksi positiivinen, ostotransaktioita on soviteltu enemmän kuin myyntitransaktioita. Tällöin markkinoilla on ollut ”ylikysyntää” (excess demand) (Lyons 2001).

---

<sup>11</sup> Markkinatoimeksiannon käsitteessä perinteistä transaktioiden *teoreettista* kehystä on muutettu siten, että aktualisoituneet kaupat eivät implikoi välttämättä osto- ja myyntipuolen agenttien toimeksiantojen tasapainoa: agentti A myy  $x$  kappaletta arvopaperia  $y$  hintaan  $z$ , jonka agentti B ostaa (Lyons 2001). Tällainen ”huutokauppa”-malli on siinä mielessä abstrakti, että markkinatakaajan rooli osto- ja myyntitoimeksiantoja välittävänä tekijänä on abstrahoitu tarkastelusta. Esimerkkinä voidaan käyttää tapausta, jossa kiinalainen vientiyritys tahtoo vaihtaa miljardi dollaria renminbeiksi, mikä on huomattavasti normaalia transaktiota suurempi määrä. Jos osto- ja myyntihinnan spreadin ( $=y$ ) ajatellaan määrän funktiona ( $=x$ ), se laajenee määrän kasvaessa. Tällöin suuren valuuttamäärän vaihtamisen pitäisi altistaa kurssi äkilliselle hintareaktiolle. Näin ei kuitenkaan tapahdu, koska markkinatakaaja voi absorboida epätasapainon omaan taseeseen. Manner-Kiinassa tällaisena agenttina toimii PBOC. Offshoressa näin voi toimia mikä tahansa renminbiin vaihtamiseen osallistuva pankki, jolta löytyy kapasiteettia toteuttaa tällaisia transaktioita. Koska offshore-markkinoiden rahoitusliikviditeetti on kuitenkin heikompaa kuin Manner-Kiinassa, tämä voi johtaa äkillisiin hintareaktioihin (vrt. Brunnermeier & Pedersen 2009).

Zhang, Chau ja Zhang (2013) tutkivat VAR-menetelmällä sitä, miten markkinatoimeksiannot selittävät CNY:n lyhyen ja pitkän aikavälin heiluntaan. Lyhyellä aikavälillä muuttujan selitysaste on noin 19 % ja kerroin positiivinen. He tulkitsevat tämän merkitsevän sitä, että renminbi on vahvistunut suhteessa USD:iin ylikysynnän seurauksena. Pitemmän aikavälin estimoinnit osoittavat sen, että CNY, markkinatoimeksiannot ja makrotaloudellisten tekijät ovat yhteisintegroituneita. Mallin selitysaste on 13 % eli hieman matalempi kuin lyhyen. Kun Evans ja Lyons (2002) estimoivat Saksan markan ja Japanin jenin suhteita USD:iin, selitysasteet olivat 64 % ja 46 %. Zhang et al (2013) tulos jää siis kauaksi tästä. He arvelevat alhaisen selitysasteen johtuvan PBOC:n interventioista. PBOC:n interventioita on tutkinut esimerkiksi Zhang (2013).

Cheung ja Rime (2014) soveltavat VECM-menetelmää CNH:n ja CNY:n mikrostruktuurin tutkimisessa. Data ulottuu syyskuusta 2010 elokuuhun 2013. Tulosten perusteella CNH:n markkinatoimeksiannot eivät vaikuta CNH-kurssiin pelkästään nykyhetkessä vaan myös viiveellä. Heidän mukaansa myös rajahintatoimeksiannot selittävät CNH-kurssia tilastollisesti merkitsevästi. Ne esittävät potentiaalisten osto- ja myyntihintojen tarjoustasojen epätasapainoa, eli toimiksiantojen joita ei ole vielä soviteltu markkinoilla.

Kun kurssien interaktiota estimoidaan pitkällä aikavälillä, CNH:n kurssi osoittaa keskimääräistä sopeutumista CNY:n muutoksiin. Kun aikasarja erotellaan puolestaan alajaksoihin, kurssien välisen dynamiikan havaitaan vaihtelevan yli ajan. Vaikka CNY vaikuttaa aluksi voimakkaammin CNH:n kurssiin, relaatio muuttuu päinvastaiseksi otoksen loppupuolella. Tämän lisäksi CNH:n tuotolla ja toimeksiantojen löydetään ennakoivan PBOC:n kiinnityskurssia. Tämä ei tarkoita silti sitä, että kiinnityskurssi seuraisi täydellisesti CNH:n kurssia. Kyse on asteittaisesta muutoksesta, jossa kiinnityskurssin määräytyminen on muuttunut markkinaehtoisemmaksi. Tämän tulkitaan johtuvan Kiinan pääomakontrollien purkamisesta sekä globaalin sijoittajakunnan vaikutusvallan lisääntymisestä.

Kolmannessa tutkimushaarassa keskitytään valuuttakurssien poikkeavuuteen. Aihetta ei ole tutkittu silti vain niiden vaan myös Shanghain ja Hongkongin pörssikurssien sekä Manner-Kiinan ja offshore termiinimarkkinoiden näkökulmista. Pörssikurssien hinnoittelusta mainitaan vain Pengin, Miaon ja Chowin (2007) työ.<sup>12</sup> Siinä tutkitaan pörssikurssien

---

<sup>12</sup> Aiheen tutkimuskirjallisuuteen voi tutustua esimerkiksi Chung, Hui ja Li (2013) artikkelista.

hinnoittelueron konvergoitumista heinäkuusta 2005 kesäkuuhun 2007 soveltamalla yksikköjuuritestistä ja kahden faktorin fixed-effect paneelianalyysia. Vaikka estimointien perusteella hinnoittelueron ei hakeudu absoluuttisesti pitkän aikavälin tasapainoon, se ei myöskään ylitä tiettyjä tasoja. Hinnoittelueron konvergoituu siis suhteellisesti. Tämä tulkitaan evidenssiksi siitä, että spekulatiiviset sijoittajat käyttävät hyväksi hinnoittelueron sisältävää arbitraasimahdollisuutta (samalla tavoin kuin valuuttakursseissa). Vaikka Manner-Kiinan rahoitustase oli 2007 täysin suljettu, tutkimuksessa esitetään, että apuna voidaan käyttää epäformaaleja kanavia. Niillä viitataan esimerkiksi laskujen vääristelyyn ja regulaatioiden ulkopuolisten finanssilaitosten käyttämiseen.

Chung, Hui ja Li (2012) pyrkivät löytämään yhden kuukauden Manner-Kiinan termiini- ja NDF:n kurssin hinnoittelueron vaikuttavia tekijöitä soveltamalla bayesilaista lähestymistapaa. Aineistona käytetään kuukausiaineistoa, joka ulottuu tammikuusta 2006 syyskuuhun 2011. He selittävät termiiniurssien hinnoittelueron informaation asymmetrisyydellä. Se seuraa siitä, että koti- ja ulkomaisilla sijoittajilla on erilainen näkymys Manner-Kiinan rahoituksellisista olosuhteista.

Craig, Hua, Ng ja Yuen (2013) ovat julkaisseet ensimmäisenä artikkelin, jossa on tutkittu CNH:n ja CNY:n hinnoittelueron spot- ja erilaisten termiiniurssien näkökulmasta. Tutkimuksessa käytetään päivä- ja kuukausiaineistoa. He soveltavat ensinnäkin päiväaineistoon TAR-menetelmää ja päätyvät johtopäätökseen, että hinnoittelueron avautuu arbitraasimahdollisuuksia transaktiokuluista huolimatta. Toiseksi työn kuukausiaineistoon sovelletaan VAR-menetelmää. Sillä pyritään löytämään tekijöitä, joiden vaikutuksesta kurssit integroituvat. Niitä ovat pääomakontrollien avaaminen ja sijoittajien riskinottohalukkuus.

Tämän tutkimuksen valossa Craigia et al (2013) voidaan kritisoida siitä, että he liioittelevat pääomakontrollien ja arbitraasimahdollisuuden merkitystä. Tällä ei pyritä kyseenalaistamaan sitä, että hinnoittelueron sisältävä arbitraasimahdollisuus ei olisi merkitsevä. Kyse on pikemminkin sen korostamisesta, että jos arbitraasiin fokusoidutaan liialti, tutkimukselta voi jäädä huomioimatta globaalien finanssimarkkinoiden itsenäinen vaikutus CNH-kurssiin. Sijoittajien riskinottohalukkuus ei motivoidu vain Kiinan pääomakontroleista vaan offshore-finaanssikeskusten välityksellä se on vastavuoroisessa suhteessa globaalin makrotalouden kanssa. Tässä tutkimuksessa pyritään arvioimaan sen laajuutta.

Funke, Shu, Cheng ja Eraslan (2015) pyrkivät täyttämään tämän aukon siten, että he yhdistävät renminbin kansainvälistymisen globaalin likviditeetin tutkimushaaraan. Globaalien finanssimarkkinoiden vaikutuksen lisäksi he käyttävät selittävinä muuttujina makrotaloudellisia fundamentteja ja laajaa määrää institutionaalisia reformeja. CNH- ja CNY-kurssien hinnoittelueroa mallinnetaan GARCH-prosessina.

Vaikka tämä tutkimus pohjautuu tähän artikkeliin, niiden välillä on poikkeavuuksia. Ne ilmenevät ajallisessa rajauksessa, likviditeetin ja erilaisten teoriamuuttujien tulkitsemisessa sekä pyrkimyksenä korvata dummy-muuttujia numeerisilla vaihtoehdoilla. Teoreettisia ratkaisuja on silti vaikea asettaa vuoropuheluun, koska Funke et al (2015) jättävät suurimman osan valinnoistaan perustelematta. He vain olettavat, että lukijat ovat perillä asioiden kontekstista. Tämä aiheuttaa luonnollisesti päänvaivaa lukijoille, joille ratkaisujen perusteet eivät ole entuudestaan tuttuja.

Lisäksi Liu (2015) tutkimus ansaitsee tulla mainituksi. Työssä tutkitaan renminbikurssien hinnoittelueroa lokakuusta 2014 tammikuuhun 2015, kun Shanghain ja Hongkongin pörssien välinen yhteistyö aloitettiin. Arbitraasimahdollisuuden vuoksi estimointimenetelmäksi on valittu TAR-malli. Lisäksi tutkimus painottaa likviditeettia ja volatilitteettia. Elokuun 2015 reformin jälkeisestä ajasta ei ole vielä julkaistu tutkimuskirjallisuutta.

## 5. ARMA( $p, q$ )-GARCH( $r, s$ )-mallin metodologinen kehikko

CNH- ja CNY-kurssien hinnoittelueroon sisältyy sekä pitkiä ja rauhallisia jaksoja että äkillisiä lyhyempiä kausia, jolloin se purkautuu. Tällaiselle prosessille on ominaista autoregressiivisyys ja volatilitietin pysyvyys lyhyellä aikavälillä: kun muutos on pieni tai suuri, sitä seuraavalla muutoksella on taipumus pysyä samanlaisena eli pienenä tai suurena. Jakaumassa voimakkaat heilahdukset ilmentyvät paksuina häntinä.

Tällaista volatilitietettä nimitetään stokastiseksi volatilitietiksi. Vaikka perinteinen oletus varianssin vakioisuudesta ei ole tällöin voimassa, tästä ei silti seuraa sitä, että stokastinen volatilitietetti määräytyisi puhtaan satunnaisesti. Vaikka varianssi ei pysy ennaltamääritetyissä rajoissa, se ei myöskään hajoa täydellisesti vaan muuttuu pikemminkin ehdollisesti yli ajan.

Tässä tutkimuksessa stokastisen volatilitietin mallintamiseen on valittu Bollerslevin (1986) GARCH( $r, s$ )-malli. Se muodostaa laajennuksen, tai yleistyksen, Englen (1982) ARCH( $r$ )-prosessille. GARCH eroaa ARCH:sta siten, se ei ole vain funktio varianssin menneistä arvoista vaan myös varianssin menneistä ehdollisista arvoista.

Koska hinnoittelueron,  $D_t$ , spesifiointi tahdotaan pitää lähtökohtaisesti laajana, GARCH-prosessi esitetään yhdistyneenä ARMA-malliin. Tällöin kyse on ARMA( $p, q$ )-GARCH( $r, s$ )-mallista. Mallinnuksen ydin on seuraavassa: vaikka hinnoittelueroa on suodattu sen viiveiden,  $D_{t-i}$ , ja innovaatioiden,  $\varepsilon_{t-i}$ , menneillä arvoilla, aikasarjan varianssiin sisältyy stokastisen elementti, johon pyritään tarttumaan GARCH-prosessina. Tämä tulee esille seuraavassa yhtälöryhmässä:

$$\begin{aligned} 1) \quad D_t &= \omega + \sum_{i=1}^p \phi_i D_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \\ 2) \quad \varepsilon_t &= z_t \sqrt{h_t}, \quad z_t \sim NID(0,1) \\ 3) \quad h_t &= a_0 + \sum_{i=1}^r a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^s \beta_i h_{t-i} \end{aligned}$$

Yhtälö (1) esittää hinnoittelueron ehdollisen keskiarvon yhtälön. AR( $p$ )-osuus mallintaa eksogeenisen häiriön vaikutusta ”pitkällä muistilla”, jolloin prosessi korreloi parametrin  $\phi_i$  arvon välityksellä vaimentuvasti sarjan menneiden arvojen kanssa. Sen empiirisenä korrelaattina voidaan ajatella kurssien lyhyen aikavälin liikettä. MA( $q$ )-osuus mallintaa häiriövaikutuksen häviämistä ”lyhyellä muistilla”, jolloin peräkkäiset arvot korreloivat

kertoimella  $\theta_i$  viiveen  $q$  verran mutta eivät enää sen jälkeen. Tällaiset vääristymät voivat aiheutua markkinoiden mikrostruktuurista, kuten epäsynkronisoituneen vaihdon tai likviditeetin vaikutuksesta (Anderson et al 2013), tai viikonlopun tai pyhäpäivän vaikutuksesta (French & Roll 1986).

Residuaalin  $\varepsilon_t$  määrittävä yhtälö (2) spesifioi aikasarjan stokastisen elementin, joka muodostuu apumuuttujasta  $z_t$  ja ehdollisesta varianssista  $\sqrt{h_t}$ . Muuttuja  $z_t$  viittaa standardoituun normaalijakaumaan. Oletus on välttämätön, koska ilman sitä hinnoittelueron ei ole mahdollista olla stationaarinen (Engle 1982).

Yhtälössä (3) on spesifioitu GARCH-prosessia säätelevät parametrit. Residuaalin neliöiden  $\varepsilon_{t-i}^2$  ja ehdollisen varianssin  $h_t$  viiveistä voidaan päätellä, että varianssin ehdollinen rakenne jäsentyy otoksen menneiden varianssien ja ehdollisten varianssien vaikutuksesta. Bollerslev (1986, 309) rinnastaa tällaista mekanismia ”adaptiivisen oppimisen mekanismiksi”. Hinnoitteluerossa tämä viittaa prosessiin, jossa erilaiset markkinaosapuolet tulevat ajan myötä tietoisemmaksi renminbikursseja ohjaavista tekijöistä.

GARCH-mallin järjestysasteiden ja parametrien on täytettävä seuraavat oletukset:  $r$  ja  $s > 0$ ,  $a_0 > 0$ ,  $a_i$  ja  $\beta_i \geq 0$  sekä  $\sum_{i=1}^r a_i + \sum_{i=1}^s \beta_i < 1$ . Parametrien on oltava positiivisia, sillä aikasarjalla ei voi olla negatiivista varianssia. Tämä havaitaan, kun yhtälö (3) jäsennetään seuraavaan muotoon,  $Var(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1 - (\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{i=1}^p \beta_i)}$ . Parametrien  $a_i$  ja  $\beta_i$  on oltava ei-negatiivisia, sillä muuten GARCH-prosessi ei ole kääntyvä.<sup>13</sup> Jos tämä ehto ei täyty, aikasarja ei ole stationaarinen. Vastaavasti jos  $\sum_{i=1}^q a_i + \sum_{i=1}^p \beta_i > 1$ , varianssi olisi negatiivinen. Parametrien arvojen merkitystä tulkitaan yksityiskohtaisemmin estimoinneissa. (Bollerslev 1986).

Kun GARCH-prosessin perusominaisuudet ja teoreettiset ehdot on esitetty, mallin keskiarvo- ja varianssiyhtälöön voidaan yhdistää teoriaosiossa käsitellyt muuttujat. Niiden yksityiskohtaiset kuvaukset on esitetty taulukossa 1 (ks. 28-29).

$$4) D_t = \omega + \sum_{i=1}^p \phi_i D_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i} + \sum_{l=0}^L \kappa'_l \chi_{t-l} + \varepsilon_t$$

<sup>13</sup> Mallin muuttujien karakteristiset juuret ovat prosessin parametrien tai alkuperäisen viivepolynomin kertoimien funktioita. Viivepolynomi on kääntyvä, jos karakteristiset juuret ovat yksikköympyrän ulkopuolella.



Keskiarvoyhtälön  $\chi$  viittaa (heikosti) eksogeenisten selittävien muuttujien vektoriin ( $k \times 1$ ). Näitä muuttujia ovat viisi välitöntä makrotaloudellista yllätysmomenttia,  $S_{kt}$ , sekä yksien ja samojen kiinalaisyhtiöiden Shanghai ja Hongkongin pörssi-indeksien suhde,  $Share_t$ . Likviditeettiä mitataan muuttujilla  $Spread_t$  ja  $\ln TS_{t-1}$  sekä PBOC:n vaikutusta muuttujalla  $PBOC\_Erotus_t$ . Globaalin finanssijärjestelmän vaikutusta määritetään muuttujilla  $\ln US10_{t-1}$ ,  $\ln S5_{t-1}$  ja  $\ln VIX_{t-1}$ . Lisäksi markkinoiden segmentoitumisen asteittaista purkamista mitataan kahdella vaihtokiintiön täyttymistä mittaavalla politiikka-dummylla  $Quota1$  ja  $Quota2$ .

$$5) \quad h_t = a_0 + \sum_{i=1}^r a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^s \beta_i h_{t-i} + \sum_{k=1}^K \psi'_k w_{t-k}$$

Varianssiyhtälön  $w$  viittaa (heikosti) eksogeenisten muuttujien vektoriin ( $m \times 1$ ). Siihen on sisällytetty kaksi valuuttaputken laajentamista mittaavaa politiikka-dummya,  $TB\_1\%$  ja  $TB\_2\%$  sekä RQFII-kiintiön asteittaista kehittymistä mittaava muuttuja  $RQFII_t$ . Lisäksi  $OF1$ - ja  $OF2$ -dummyt mittaavat Manner-Kiinasta ulospäin virtaavan pääoman kontrollien avaamista,  $OL$  likviditeettifasilitietin avaamista CNH-markkinoilla ja  $Stock\_Connect$  Shanghai ja Hongkongien välisen pörssiyhteistyön virallista käynnistämistä. Globaalin finanssijärjestelmän aiheuttamia heteroskedastisia häiriöitä mitataan muuttujilla  $\ln US10_{t-1}$ ,  $\ln S5_{t-1}$  ja  $\ln VIX_{t-1}$ .

Ennen kuin ARMA( $p, q$ )–GARCH( $r, s$ )-mallista siirrytään eteenpäin, on aiheellista tuoda esille eräs teoreettinen ongelma. Doornik ja Ooms (2008) ovat osoittaneet, että dummy-muuttujan lisääminen ARMA–GARCH-malliin keskiarvoyhtälöön saattaa aiheuttaa multimodaalisuus-ongelman. Suurimman uskottavuuden (ML) estimointimenetelmän algoritmi ei tunnista parametrin jakauman globaalia maksimia vaan valitsee sen tilalta lokaalin minimin tai maksimin. Tämä koskee myös Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shannonin (BFGS) algoritmia, johon tämän tutkimuksen estimoinnit perustuvat.

Doornikin ja Oomsin (2008) mukaan ongelma on helppo välttää. Estimointien robustisuus voidaan varmistaa siten, että keskiarvoyhtälöstä periodilla viivästetty dummy lisätään varianssiyhtälöön. Muuttujat eivät ole tilastollisesti merkitseviä, minkä vuoksi niitä ei raportoida estimointitulosten yhteydessä.

## 6. Hinnoittelueron stationaarisuus

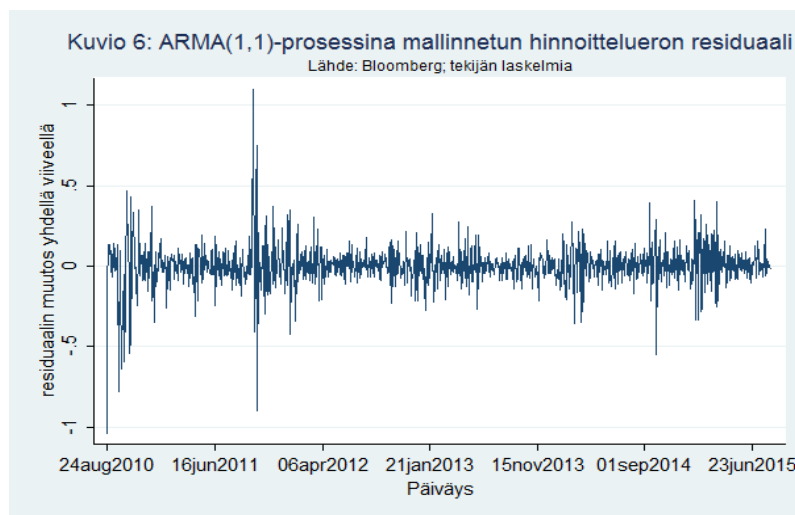
Ennen kuin varsinaiset GARCH-estimoinnit voidaan aloittaa, hinnoittelueron on osoitettava stationaariseksi. Jos tämä ehto ei täyty, aikasarja ei konvergoitu keskiarvoonsa eikä sen varianssi pysy äärellisenä. Tällöin sille ei ole mahdollista esittää datan generoivaa prosessia.

Aikasarjan stationaarisuutta tutkitaan yksikköjuuritestillä. Hinnoittelueron tapauksessa aiheesta tekee hieman monimutkaisemman se, että se ei muodostu yhdestä vaan kahdesta aikasarjasta. Tällöin stationaarisuus edellyttää sitä, että CNH- ja CNY-kurssit ovat yhteisintegroituneita. Yhteinen stokastinen trendi takaa sen, että aikasarjojen välillä on pitkän aikavälin tasapainorelaatio. Vaikka sarjat erkaantuisivat toisistaan lyhyellä aikavälillä, ne palaavat lopulta yhteen. Jos tällainen riippuvuus puuttuu, yhteys on näennäinen.

CNH- ja CNY-kurssien pitkän aikavälin tasapainorelaation voidaan olettaa realisoituvan arbitraasimahdollisuutena. Vaikka kurssit siis erkaantuvat toisistaan lyhyellä aikavälillä, riskittömän voiton mahdollisuus takaa sen, että ne palautuvat lopulta yhteen.

Tavallisesti yksikköjuurta testataan Dickey-Fuller-testillä (DF). Hinnoittelueron testaamisessa siihen on suhtauduttava varauksella, sillä siihen näyttää sisältyvän volatilitietin klusteroitumista. Tämä johtuu siitä, että DF-testi edellyttää innovaatioiden autokorreloimattomuutta ja homoskedastisuutta. Jos nämä oletukset eivät ole voimassa, testisuure lasketaan virheellisellä kaavalla eikä perinteisiin t- ja F-testeihin voida luottaa.

Volatilitietin klusteroituminen havaitaan kuviosta 6. Se esittää, miten ARMA(1,1)-prosessina mallinnetun hinnoittelueron residuaali muuttuu yhdellä viiveellä. Mallin valinta perustuu siihen, että sillä on parhaimmat BIC:n ja AIC:n informaatiokriteerit. Sen lisäksi että residuaaliin sisältyy voimakkaita poikkeamia, sen rakenne vaihtelee yli ajan. Välillä vaihtotuloväli on kapeampi ja välillä leveämpi.



Vaikka kuvio 6 viittaa siihen, että hinnoittelueroon sisältyy ehdollista heteroskedastisuutta, pelkkä visuaalinen tarkastelu ei todista asiaa. Vaikutusta voidaan testata Englen Lagrangen kertoimen (LM) testillä (1982). Se etenee kahdessa vaiheessa. Sen jälkeen kun pienimmän neliösumman (OLS) estimointi on ajettu ARMA(1,1)-mallille, neliöityjä residuaaleja määritetään niiden omilla viiveillä. Testisuure noudattaa  $X^2(p)$ -jakaumaa, jossa  $p$  viittaa viiveen pituuteen. Testin nolla- ja vaihtoehtoinen hypoteesi asetetaan seuraavasti:

$$H_0: \text{Aikasarjaan ei sisälly ARCH-vaikutusta}$$

$$H_1: \text{Aikasarjassa on ARCH-vaikutusta}$$

LM-testin tulokset esitetään taulukossa 2, jossa ARCH-vaikutusta testataan 15:llä viiveellä. Tulokset on eroteltu sen mukaan, testataanko vaikutusta kaikilla viiveillä samanaikaisesti vai spesifioidaanko sitä yksittäisellä korkeammalla viiveellä. Jälkimmäisessä tapauksessa ARCH-vaikutusta tutkitaan mittaamalla  $X^2$ -testisuureiden erotusta, jota käsitellään omana  $X^2$ -testisuureena. Jokaisen erotuksen vapausaste on yksi, koska kyse on peräkkäisistä viiveistä.

| Taulukko 2 – Hinnoittelueron ARCH-LM testitulokset  |                     |    |                                 |
|---|---------------------|----|---------------------------------|
| Viive( $p$ )  | Chi2-testisuure     | df | $\Delta$ Chi2-testisuure (df=1) |
| 1   | 267,291*** (0,0000) | 1  | 267,291*** (0,0000)             |
| 2   | 335,345*** (0,0000) | 2  | 68,054*** (0,0000)              |
| 3   | 339,437*** (0,0000) | 3  | 4,092** (0,0431)                |
| 4   | 345,755*** (0,0000) | 4  | 6,318** (0,0120)                |
| 5   | 374,687*** (0,0000) | 5  | 28,932*** (0,0000)              |
| 6   | 402,680*** (0,0000) | 6  | 27,993*** (0,0000)              |
| 7   | 415,136*** (0,0000) | 7  | 12,456*** (0,0004)              |
| 8   | 420,031*** (0,0000) | 8  | 4,895** (0,0269)                |
| 9   | 420,444*** (0,0000) | 9  | 0,413 (0,5205)                  |
| 10  | 422,312*** (0,0000) | 10 | 1,868 (0,1717)                  |
| 11  | 422,529*** (0,0000) | 11 | 0,217 (0,6413)                  |
| 12  | 439,837*** (0,0000) | 12 | 17,308*** (0,0000)              |
| 13  | 444,571*** (0,0000) | 13 | 4,734** (0,0296)                |
| 14  | 444,355*** (0,0000) | 14 | -0,216 (1)                      |
| 15  | 447,700*** (0,0000) | 15 | 3,345* (0,0674)                 |
| Huomioita: 1) Otot on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) df on vapausaste, 4) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % merkitsevyystasoihin<br>Lähde: Bloomberg |                     |    |                                 |

Kun ARCH-vaikutusta testataan 15:llä viiveellä samanaikaisesti, Chi2-testisuureiden p-arvoista havaitaan, että jokainen niistä alittaa 0,05 kriittisen rajan. Nollahypoteesi hylätään siis

jokaisella viiveellä, mikä viittaa voimakkaaseen ARCH-vaikutukseen. Sen ilmentymistä yksittäisillä viiveillä voidaan spesifioida testaamalla Chi2-testisuureiden erotusta. P-arvojen perusteella vaikutus on tilastollisesti merkitsevä 5 % tasolla viiveillä yksi-kahdeksan ja 12-13.

Kun ARCH-vaikutusta ilmenee korkeammilla viiveillä, tämä merkitsee tavallisesti sitä, että aikasarjan mallintamisessa onnistutaan paremmin sisällyttämällä siihen ARCH-termin lisäksi GARCH-termi. Tällä tavalla tilastollisesti merkitsevien ARCH-kertoimien määrää voidaan vähentää huomattavasti. Bollerslevin (1986) mukaan GARCH(1,1)-prosessi mallintaa ehdollista heteroskedastisuutta yhtä tehokkaasti kuin ARCH(8)-prosessi.

LM-testitulosten perusteella DF-testin oletukset eivät ole siis voimassa vaan yksikköjuurta on testattava toisella testillä. Tässä tapauksessa se tehdään Phillips–Perron-testillä (PP, Phillips ja Perron 1988). PP-testi perustuu Neweyn ja Westin (1987) modifioituihin keskivirheeseen. Ne korjaavat autokorrelaation ja heteroskedastisuuden vaikutusta OLS-keskivirheiden laskemisessa.

Hinnoittelueron yksikköjuurta testataan seuraavalla yhtälöllä:  $D_t = \tilde{\alpha}_0 + \tilde{\alpha}_1 D_{t-1} + \tilde{\alpha}_2 \left(t - \frac{T}{2}\right) + u_t$  (Phillips & Perron 1988). Muuttuja  $t$  viittaa deterministiseen trendiin,  $T$  havaintojen määrään ja  $u_t$  residuaaliin, jonka odotusarvo on nolla mutta varianssista ei tehdä oletusta. Nolla- ja vaihtoehtoinen hypoteesi asetetaan seuraavasti:

$$H_0: \text{Aikasarjaan sisältyy yksikköjuuri}$$

$$H_1: \text{Aikasarja on stationaarinen}$$

Testitulokset esitetään taulukossa 3. Koska p-arvo alittaa 0,05 kriittisen rajan, nollahypoteesi hylätään. Tämän perustella hinnoittelueron päätellään muodostavan stationaarisen aikasarjan.

| Taulukko 3 – Hinnoittelueron PP-testi   |                     |
|---|---------------------|
|   | $Z_t$               |
| $D_t$   | -84,162*** (0,0000) |
| Huomioita: 1) Otos on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                     |

## 7. Empiiriset tulokset

Edellisessä luvussa on osoitettu, että vaikka hinnoittelueroon sisältyy ehdollista heteroskedastisuutta, se muodostaa stationaarisen aikasarjan. Tämä mahdollistaa siirtymisen empiirisiin estimointeihin. Luku on eroteltu kolmeen osaan. Ensimmäisessä alaluvussa etsitään GARCH-prosessin kiintopistettä. Kun perusmalli on löydetty, toisessa alaluvussa GARCH-prosessia laajennetaan niin, että teoriaosuudessa käsitellyt muuttujat lisätään siihen. Viimeiseksi arvioidaan saavutettuja tuloksia.

### 7.1. GARCH-mallin kiintopiste

GARCH-prosessin kiintopisteeksi esitetään viisi vaihtoehtoa. Jokainen malli on variaatio GARCH(1,1)-prosessista. Korkeampi viiveisiä  $p$  ja  $q$  prosesseja ei esitetä, koska niiden BIC:n ja AIC:n informaatiokriteerit ovat heikommat eivätkä parametrit ole tilastollisesti merkitseviä. Tulokset on eroteltu taulukoihin 4 ja 5.

Mallien diagnostiset tarkastelut perustuvat kolmeen ARMA-malleihin soveltuvaan testiin. Ne ovat Ljung–Box-testi (LB, 1978) standardoitulle residuaaleille sekä Westin ja Chon (1995) modifioitu Ljung–Box-testi (WC) ja Englen (1982) LM-testi neliöidyille standardoiduille residuaaleille. LB- ja WC-testissä autokorrelaatiota testataan 15:llä viiveellä samanaikaisesti (West & Cho 1995). LM-testi suoritetaan yhdellä viiveellä. Sen tarkoituksena on varmistaa, että ARCH-vaikutusta ei ole välittömästä menneisyydestä nykyhetkeen.

Testit eroavat toisistaan seuraavasti. Siinä missä LB testaa autokorrelaatiota residuaalin ensimmäisessä momentissa eli keskiarvossa, WC ja LM testaavat sitä toisessa eli varianssissa. Tällöin LB määrittää sitä, onko standardoitu residuaali riippumaton sarjan menneistä innovaatioista. WC:ssa ja LM:ssa testataan neliöityjen standardoitujen residuaalien lineaarista riippuvuutta. Vaikka WC ja LM eivät pohjaudu identtiseen metodologiaan, molemmat testaavat samaa asiaa eli ARCH-vaikutusta. Tämän vuoksi testitulosten pitäisi olla

yhteneväisiä. Jos ne puolestaan poikkeavat toisistaan – mikä on mahdollista – tilanne vaatii lisäpohdintaa. Tästä huolimatta on tavallista, että niiden tulokset poikkeavat LB-testin tuloksesta. Ne testaavat eri momentteja.

Taulukon 4 ensimmäisestä sarakkeesta (I) havaitaan, miten puhdas GARCH(1,1)-prosessi onnistuu hinnoittelueron mallintamisessa ilman AR- tai MA-viiveitä. Jokaisen varianssiyhtälön parametrin p-arvo alittaa 0,05 kriittisen rajan, minkä vuoksi ne ovat tilastollisesti merkitseviä. Lisäksi ne ovat positiivisia. Kun parametrien  $\alpha_1$  ja  $\beta_1$  arvot lasketaan yhteen, niiden summan havaitaan rikkovan GARCH:n yleistä varianssirajoitetta. 1,0125 on suurempi kuin yksi. Tämä kyseenalaistaa GARCH-prosessin stationaarisuuden.

| Taulukko 4 – GARCH-prosessin kiintopiste   |                    |                    |
|--|--------------------|--------------------|
|  | (I)                | (II)               |
| Keskiarvoyhtälö  |                    |                    |
| $\omega$   | -0,0011 (0,8317)   | -0,0232 (0,2210)   |
| $\phi_1$   | -                  | 0,8757*** (0,0000) |
| Varianssiyhtälö  |                    |                    |
| $a_0$  | 0,0007** (0,0383)  | 0,0007*** (0,0015) |
| $a_1$  | 0,3080*** (0,0000) | 0,2246*** (0,0000) |
| $\beta_1$  | 0,7045*** (0,0000) | 0,7606*** (0,0000) |
| Diagnostiset tarkastelut   |                    |                    |
| BIC  | -0,8626            | -1,6355            |
| AIC  | -0,8795            | -1,6566            |
| $\log L$   | 534,318            | 1003,94            |
| LB R (15)  | 2597,81 (0,0000)   | 31,2982 (0,0050)   |
| WC R <sup>2</sup> (15)   | 25,6515 (0,0189)   | 2,8934 (0,9983)    |
| ARCH-LM (1)  | 8,9976 (0,0001)    | 0,0315 (0,9690)    |
| Huomioita: 1) Oros on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % parametrien tilastollisiin merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                    |                    |

Epästationaarisuuden laatu selviää tutkimalla mallin diagnostisia tarkasteluja. Koska yhdenkään p-arvo ei ylitä 0,05 kriittistä rajaa, nollahypoteesi hylätään jokaisessa testissä. Autokorrelaatiota ilmenee mallin ehdollisessa keskiarvossa ja varianssissa. Tällainen prosessi ei suodata valkoista kohinaa vaan räjähtää lopulta äärettömyyteen, kun sarjan viive lähestyy ääretöntä ( $k \rightarrow \infty$ ).

Kun  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$  ehto ei täyty, tutkimuskirjallisuudessa nostetaan tavallisesti esille mahdollisuus, että GARCH(1,1)-prosessi muuttuu integroiduksi GARCH-malliksi (IGARCH,

Engle & Bollerslev 1986). Samalla tavoin toimivat Funke et al (2015, 257). Tämän vuoksi on aiheellista perustella, miksi tämä ei pidä paikkansa tässä tapauksessa.

IGARCH-mallissa stationaarisuus-ehdon ajatellaan olevan voimassa ja volatilitteettia pysyväksi, kun parametrien  $\alpha_1$  ja  $\beta_1$  arvoja rajoitetaan niin, että niiden summa asettuu arvon yksi *rajalle*,  $\alpha_1 + \beta_1 \approx 1$  (Engle & Bollerslev 1986). Tällöin aikasarja sisältää yksikköjuuren, joka aiheuttaa shokkeja. Tällainen tapaus pitää erottaa kuitenkin ajalehtivasta satunnaiskävelystä, jossa shokit aiheutuvat nollasta poikkeavasta vakiotermistä. IGARCH:ssa oletetaan, että prosessin ehdollinen varianssi  $\sigma_{t+k}^{2\eta}$  on stationaarinen ja sarjan sekvenssit ovat ergodisia eli riippumattomia *riittävän etäältä* toisistaan (Nelson 1990). Ehdot täyttyvät, kun varianssin potenssin parametri  $\eta$  on  $0 < \eta < 1$ . Sen vuoksi shokit eivät räjähdä pysyvästi äärettömyyteen vaan konvergoituvat äärellisen rajalle (kun  $k \rightarrow \infty$ ). Tällöin niiden ajatellaan aiheutuvan virhetermien jakaumien paksuista hännöistä pikemminkin kuin populaation luontaisesta epästationaarisuudesta. Vaikka yksikköjuuri aiheuttaa siis sen, että aikasarja heilahtaa paikoittain stationaarisuuden rajalta äärettömyyden puolelle, prosessin volatilitteetti pysyy keskimäärin äärellisenä.

Aikasarjaa voidaan siis mallintaa IGARCH-prosessina, vaikka sen ehdollisessa keskiarvossa ilmenisi paksujen häntien seurauksesta autokorrelaatiota. Malli edellyttää vain sitä, että sarjan ehdollinen varianssi on stationaarinen. Sarakkeen (I) diagnostiset tarkastelut paljastavat, että tämä ehto ei täyty. Todennäköisesti autokorrelaatio aiheutuu mallin väärästä spesifioinnista.

Sarakkeessa (II) autokorrelaatiota on pyritty korjaamaan lisäämällä sarjan keskiarvoyhtälöön hinnoittelueron viivästetty arvo  $D_{t-1}$  eli AR(1)-viive. Parametrin  $\phi_1$  p-arvo tulkitaan seuraavasti. Jos hinnoitteluerossa on tapahtunut edellisellä periodilla prosentti muutoks, siitä seuraa *ceteris paribus* seuraavalla periodilla mallin odotusarvoon noin 0,875 %. Tämä tarkoittaa sitä, että aikasarjan peräkkäisten viiveiden välillä on voimakasta jatkuvuutta. Parametrin  $\phi_1$  p-arvosta havaitaan, että kerroin on tilastollisesti merkitsevä 5 % tasolla.

AR(1)-viiveen lisäämisen jälkeen varianssiyhtälön yleiset ehdot täyttyvät. Parametrit ovat tilastollisesti merkitseviä, positiivisia sekä  $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ . Samalla estimaatit muuttuvat hieman, kun parametrin  $\alpha_1$  arvo laskee ja  $\beta_1$  kasvaa. Vakiotermin pieni arvo vastaa odotuksia. Kun varianssiyhtälön parametrien  $\alpha_1$  ja  $\beta_1$  merkitys on huomioitu, ehdolliseen varianssiin sisältyy

vain pieni merkittävä osuus, mikä jää selittämättä. Jos vakion arvo olisi suuri, malli olisi todennäköisesti spesifioitu väärin.

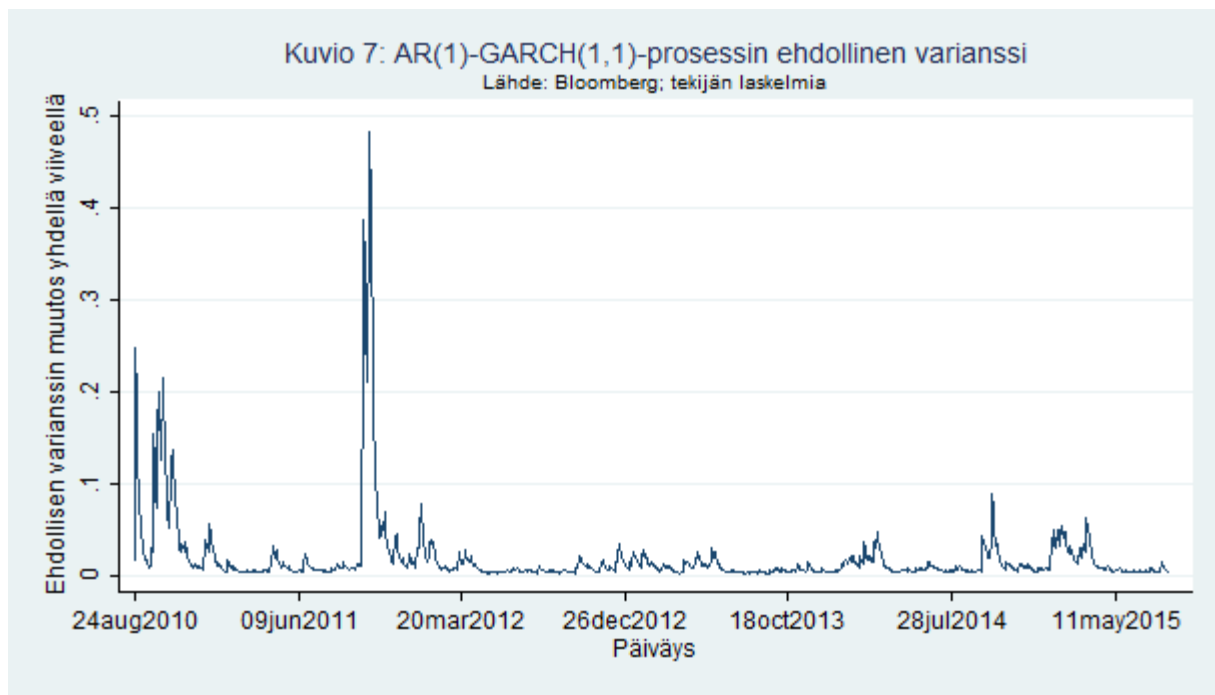
Parametrien  $\alpha_1$  ja  $\beta_1$  arvojen merkitys avautuu, kun ne suhteutetaan muuttujiinsa eli ARCH- ja GARCH-vaikutuksiin. Molemmat selittävät nykyhetken ehdollista varianssia. Siinä missä residuaali  $\varepsilon_{t-1}^2$  viittaa (ilman neliöjuurta tulkittuna) edellisen periodin volatilitteettishokkiin, parametri  $\alpha_1$  mittaa sen yhteydessä sitä, missä määrän nykyhetken  $t$  volatilitteetti myötävaikuttaa seuraavan periodin  $t+1$  volatilitteettiin. Parametri  $\alpha_1$  jäsentää siis sitä, missä määrin volatilitteettishokit välittyvät seuraavan periodin volatilitteettiin. Parametri  $\beta_1$  ilmaisee puolestaan sen, missä määrin ehdollisen varianssin edellinen periodi  $h_{t-1}$  jää vaikuttamaan seuraavalla periodilla  $h_t$ . Koska kyse on yhteisen prosessin peräkkäisistä viiveistä, parametrin  $\beta_1$  tulkitaan mittaavan GARCH-prosessin muistin pysyvyyttä. (Campbell et al 1997, 483)

Miten parametrien yksittäiset arvot tulkitaan? Kun parametrin  $\alpha_1$  arvo on päiväaineistossa noin 0,05, markkinaolosuhteet ovat suhteellisen vakaat. Jos arvo on noin 0,1, markkinoilla vallitsee hermostuneisuutta. Parametrin  $\beta_1$  arvot vaihtelevat 0,85 ja 0,98 välillä. Mitä suurempi arvo on, sitä pysyvämpi sarja on ja sitä kauemmin shokit jäävät vaikuttamaan sarjaan. Koska  $\alpha_1$  ja  $\beta_1$  arvot summautuvat tavallisesti lähelle yhtä,  $\beta_1$ :n ollessa noin 0,85  $\alpha_1$  on noin 0,1. Vastaavasti suurempi  $\beta_1$  implikoi tavallisesti pienempää parametrin  $\alpha_1$  arvoa. (Alexander 2008, 283)

Miten parametrien  $\alpha_1$  ja  $\beta_1$  summa tulkitaan pitkän aikavälin prosessina? Kun ajatus volatilitteettishokin välittymisestä yhdistetään ajatukseen prosessin pysyvyydestä, tuloksena on suhde, joka mittaa volatilitteettishokin häviämistä yli ajan. Sarakkeessa (II) parametrit summautuvat arvoon 0,9852 eli hyvin lähelle arvoa yksi, jolloin GARCH-prosessi integroituisi yksikköjuureen. Mitä suurempi parametrien summa siis on, sitä pysyvämpi on sen ehdollinen varianssi. Tämä tarkoittaa sitä, että kun hinnoittelueron levenee äkillisen shokin seurauksena, differenssi jää sen jälkeen suppenemaan sarjaan rauhallisesti pitkäksi aikaa.

Sarakkeesta (II) havaitaan, että  $\alpha_1$  saa arvoksi 0,2246 ja  $\beta_1$  0,7606. Kun  $\alpha_1$ :n arvo tulkitaan suhteessa juuri esitettyyn tulkintaan, arvo on yli kaksi kertaa suurempi kuin se olisi hermostuneiden markkinaolosuhteiden vallitessa. Tämä viittaa voimakkaaseen epävarmuuteen. Tästä huolimatta parametrin  $\alpha_1$  arvon havaitaan laskevan lähes 0,1, kun mallia (II) verrataan malliin (I). Vastaavasti parametrin  $\beta_1$  arvo on korkeampi. Koska muutos





aiheutuu AR(1)-viiveen sisällyttämisestä malliin, tämä tarkoittaa sitä, että uudelleen spesifiointi viittaa prosessin olevan vakaampi kuin sarakkeen (I) malli on esittänyt.

Kuvio 7 esittää sarakkeen (II) mallin volatilitietin kehittymisen. Siihen sisältyy kaksi poikkeuksellisen voimakasta jaksoa, joista ensimmäinen on tapahtunut lokakuussa 2010 ja toinen syyskuussa 2011. Molemmat yhdistyvät ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn vaihtokiintiön täyttymiseen. Tämän jälkeen volatilitietti näyttää rauhoittuneen, vaikka sillä on ollut tapana voimistua paikoittain normaalia voimakkaammaksi.

Miten AR(1)-viiveen lisääminen on muuttanut diagnostisia tarkasteluja? Informaatiokriteerien perusteella sarakkeen (II) malli havaitaan paremmaksi kuin sarakkeen (I). Tämä viittaa parempaan sopivuuteen datan kanssa. Autokorrelaatiotestien p-arvoista havaitaan, että nollahypoteesi jää voimaan WC ja LM-testissä mutta se hylätään LB-testissä. Sarjan neliöidyissä standardoituissa residuaaleissa ei siis ole lineaarista riippuvuutta mutta standardoituissa residuaaleissa on. Kun residuaali  $t$  on autokorreloitunut mallin selittävien muuttujien kanssa ja selittäjäksi on lisätty selitettävän muuttujan  $D_t$  viivästetty arvo  $t-1$ , joka riippuu oman periodin  $t-1$  innovaatiosta, residuaali  $t$  on autokorreloinut  $D_{t-1}$ :n välityksellä kaikkien aikaisempien periodien viiveiden kanssa ( $t-1$ ,  $t-2$ , ...). Tällöin oletus residuaalin ja selittävän muuttujan samanaikaisesta korreloimattomuudesta ei ole voimassa. Tämä

kyseenalaistaa ML-estimaattorin asymptoottisen tarkentuvuuden. IGARCH-malli voidaan sivuuttaa puolestaan siksi, että parametrien  $\alpha_1$  ja  $\beta_1$  summa ei ylitä yhtä.

Taulukon 5 sarakkeessa (III) aiempi GARCH(1,1)-prosessi on spesifioitu eksponentiaalisesti GARCH-malliksi (EGARCH, Nelson 1991). Sen vahvuus on epäsymmetristen ”uutisten”, eli  $\varepsilon_{t-1}$ , vaikutuksen mallintamisessa. Kuvion 7 ”piikkien” perusteella tällainen malli soveltuu intuitiivisesti esittämään hinnoittelueron volatilitietin klusteroitumista.

EGARCH-mallin joustavuus perustuu siihen, että sen tekniset parametrirajoitteet eivät ole yhtä ankaria kuin perinteisessä GARCH-mallissa. Varianssin positiivisuus-vaatimusta ei rikota, vaikka parametrit  $\alpha_1$  ja  $\beta_1$  olisivat negatiivisia. Tämä seuraa siitä, että varianssiyhtälö on määritetty logaritmoidussa muodossa eikä (jatkuvan) logaritmin kantaluku voi olla negatiivinen. Malli edellyttää vain sen, että parametri  $\beta_1$  estimaatti on pienempi kuin yksi.

Estimointien perusteella EGARCH(1,1)-mallin keskiarvoyhtälön tulokset eivät ole muuttuneet aikaisemmasta, minkä vuoksi ne voidaan sivuuttaa. Lisäksi parametri  $\beta_1$  on pienempi kuin yksi. EGARCH-mallin varianssin havaitaan poikkeavan GARCH-mallista siinä, että siihen sisältyy kaksi parametria enemmän. Parametria  $\theta_1$  nimitetään ”osoitin” (sign) vaikutukseksi ja se määrittää volatilitietishokin asymmetristä ja eksponentiaalista vaikutusta. Normaalisti parametrin arvo on negatiivinen, mutta tässä tapauksessa positiivinen etumerkki on odotuksen mukainen: kun hinnoittelueron volatilitietti kasvaa, markkinat ovat disintegroituissa. Parametri  $\theta_2$  mittaa volatilitietishokin asymmetrisen ”suuruuden” (size) vaikutusta. Se viittaa asymmetriseen ARCH-vaikutukseen. (Nelson 1991)

Varianssiyhtälön parametrien  $\beta_1$  ja  $\theta_2$  p-arvoista havaitaan, että sekä perinteinen ehdollinen varianssi että asymmetrisen ARCH-vaikutus ovat tilastollisesti merkitseviä. Toisaalta parametrien  $\alpha_1$  ja  $\theta_1$  p-arvoista havaitaan, että deterministinen ja mahdollisesti ajassa muuttuva ARCH-vaikutus sekä asymmetrisen ja eksponentiaalinen volatilitietishokki eivät ole tilastollisesti merkitseviä. Koska parametrin  $\alpha_1$  tilastollinen merkitsevyys on välttämätön ehto volatilitietishokkien ja asymmetrisyyden tilastollisesti merkitsevälle relaatiolle, tuloksesta voidaan päätellä, että ARCH-vaikutukseen ei sisälly asymmetrisiä elementtejä (ks. parametrien formaaleista suhteista tarkemmin, Nelson 1991)

Kun sarakkeen (III) informaatiokriteerien arvoja (BIC: -1,5739 ja AIC: -1,6035) verrataan mallin (II) arvoihin (BIC: -1,6355 ja AIC: -1,6566), EGARCH- näyttää sopivan aiempaa GARCH-mallia

huonommin yhteen datan kanssa. Lisäksi autokorrelaatiotestien tulokset eivät muutu aiemmasta vaan lineaarista riippuvuutta ilmenee edelleen ehdollisessa keskiarvossa. Koska EGARCH-malli ei paljasta siis hinnoitteluerosta uusia piirteitä tai korjaa autokorrelaatiota vaan soveltuu huonommin datan mallintamiseen kuin GARCH-malli, malli voidaan hylätä ja spesifiointeja jatkaa sarakkeen (II) mallista.

| Taulukko 5 – GARCH-prosessin kiintopiste  |                    |                    |                     |
|---|--------------------|--------------------|---------------------|
|   | (III)              | (IV)               | (V)                 |
| Keskiarvoyhtälö   |                    |                    |                     |
| $\omega$  | -0,0030 (0,9063)   | -0,0175 (0,4469)   | -0,0163 (0,5301)    |
| $\phi_1$  | 0,8600 (0,0000***) | 0,6633 (0,0000***) | 0,9279 (0,0000***)  |
| $\phi_2$  | -                  | 0,2285 (0,0000***) | -                   |
| $\theta_1$  | -                  | -                  | -0,2916 (0,0000***) |
| Varianssiyhtälö   |                    |                    |                     |
| $\alpha_0$  | 0,0000 (1,0000)    | 0,0006 (0,0015***) | 0,0006 (0,0022***)  |
| $\alpha_1$  | -0,1336 (0,6667)   | 0,2093 (0,0001***) | 0,2062 (0,0001***)  |
| $\beta_1$   | 0,9940 (0,0000***) | 0,7742 (0,0000***) | 0,7768 (0,0000***)  |
| $\theta_1$  | 0,0250 (0,4389)    | -                  | -                   |
| $\theta_2$  | 0,3372 (0,0000***) | -                  | -                   |
| Diagnostiset tarkastelut  |                    |                    |                     |
| BIC   | -1,5739            | -1,6685            | -1,6708             |
| AIC   | -1,6035            | -1,6939            | -1,6961             |
| $\log L$  | 973,893            | 1027,41            | 1028,75             |
| LB R (15)   | 36,7323 (0,0008)   | 12,4509 (0,4910)   | 12,9838 (0,4491)    |
| WC R <sup>2</sup> (15)  | 2,4500 (0,9993)    | 3,24392 (0,9969)   | 3,5375 (0,9952)     |
| ARCH-LM (1)   | 0,0491 (0,9520)    | 0,1961 (0,8220)    | 0,2431 (0,7842)     |
| Huomioita: 1) Oso on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % parametrien tilastollisiin merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                    |                    |                     |

Sarakkeessa (IV) AR(1)-GARCH(1,1)-spesifikaatiota on muutettu lisäämällä keskiarvoyhtälöön AR(2)-viive. P-arvon perusteella parametri  $\phi_2$  on tilastollisesti merkitsevä. Estimaatti on 0,2285 ja se tulkitaan seuraavasti. Kun hinnoitteluerossa on tapahtunut prosentin muutos kaksi viivettä sitten, siitä seuraa odotusarvoon kahden periodin jälkeen noin 0,228 %. Sen lisääminen malliin muuttaa kuitenkin parametrin  $\phi_1$  estimaattia aiemasta 0,8757 arvoon 0,6633.

Mitä AR(2)-viiveen lisääminen paljastaa hinnoitteluerosta? Kun viiveet ovat samanmerkkisiä ja jälkimmäisen periodin vaikutus on pienempi kuin ensimmäisen, tämä ilmenee hinnoitteluerossa heilunnnan säännönmukaisuutena. Täten AR(2) viiveen voidaan tulkita ilmentävän hinnoittelueron syklisyyttä.

Varianssiyhtälön parametrit ovat lisäksi tilastollisesti merkitseviä sekä varianssin tekniset ehdot täyttyvät. AR(2)-viiveen seurauksena parametrin  $\alpha_1$  arvo laskee hieman ja  $\beta_1$  kasvaa. Vaikka muutos ei ole suuri, tämä tulkitaan merkiksi siitä, että markkinoiden hermostuneisuus on ollut vähäisempää kuin sarakkeen (II) malli on antanut ymmärtää. Myöhemmissä taulukoissa parametrin  $\alpha_1$  havaitaan laskevan 0,2 alapuolelle.

Sarakkeen (IV) diagnostisista tarkasteluista havaitaan, että malli läpäisee jokaisen testin: autokorrelaatio ei ilmene ehdollisessa keskiarvossa eikä varianssissa. Tämä merkitsee parannusta edellisiin malleihin. Lisäksi sarakkeen (IV) informaatiokriteerit (BIC: -1,6685 ja AIC: -1,6939) ovat paremmat kuin sarakkeen (II) arvot (BIC: -1,6355 ja AIC: -1,6566), jolloin malli sopii paremmin yhteen datan kanssa.

Tulosten perusteella sarakkeen (IV) malli muodostaa siis validin vaihtoehdon hinnoittelueron mallintamiselle. Tästä ei silti seuraa, että toista vaihtoehtoa ei olisi olemassa.

Sarakkeessa (V) vaihtoehdoksi esitetään malli, jossa keskiarvoyhtälö noudattaa ARMA(1,1)-mallia. MA(1)-prosessissa hinnoittelueroa selitetään innovaatioiden viivästetyllä arvolla  $\varepsilon_{t-1}$ . P-arvon perusteella sillä on tilastollisesti merkitsevää vaikutusta 5 % tasolla. Parametri tulkitaan seuraavasti. Kun edellisellä periodilla on tapahtunut prosentin suuruinen häiriö, se jää vaikuttamaan seuraavana periodina negatiivisesti, minkä seurauksesta hinnoitteluelo pienenee 0,29 % verran. Sitä seuraavana periodina tämä vaikutus on poistunut.

Mallin varianssiyhtälöstä havaitaan, että GARCH-prosessin tekniset edellytykset täyttyvät. Diagnostisten tarkastelujen perusteella mallissa ei ole myöskään autokorrelaatiota. Kun sarakkeen (V) mallin informaatiokriteerit verrataan malliin (IV), ne ovat aste-eron verran paremmat. Tämä tarkoittaa käytännössä sitä, että mallit soveltuvat yhtä hyvin hinnoittelueron mallintamiseen. Näiden spesifikaatioiden jälkeen keskiarvoyhtälöön ei ole mielekäästä lisätä korkeampia AR- ja MA-viiveitä (tai GARCH-in-Mean-prosessia), sillä niillä on heikommat informaatiokriteerit eivätkä niiden parametrit ole välttämättä tilastollisesti merkitseviä.

Vaikka datan generoivan prosessin kiintopiste voi olla tulosten perusteella joko AR(2)-GARCH(1,1)- tai ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-malli, laajemmat estimoinnit pohjautuvat ensimmäiseen malliin. AR(2)-GARCH(1,1)-mallin valinta johtuu siitä, että Stata- ja OxMetrics-ohjelmistojen estimointialgoritmit eivät välttämättä konvergoi ARMA(1,1)-GARCH(1,1)-

mallilla. Aihetta käsitellään yksityiskohtaisemmin viimeisessä alaluvussa, jossa arvioidaan saavutettuja tuloksia.

Ennen kuin laajempiin estimointeihin siirrytään, varianssiyhtälön parametrien arvoilla voidaan mitata prosessin volatilitietin pysyvyyttä. Se lasketaan niin sanotulla volatilitietishokin puoliintumisajalla  $\frac{\ln(0,5)}{\ln(\alpha_1 + \beta_1)}$ . Kaava esittää keskimääräisen ajan, joka volatilitietin puoliintumisessa kestää voimakkaan shokin seurauksena. Sarakkeen (IV) parametrien arvot tuottavat seuraavan tuloksen:  $\frac{\ln(0,5)}{\ln(0,209266+0,774170)} = 41,5$ . Kun aikasarjassa on tapahtunut siis shokki, siitä seurannut volatilitietti puoliutuu keskimäärin 41,5 vaihtopäivässä. Koska tämä aika vastaa tavallisessa kalenterissa noin kahta kuukautta, ehdollisen volatilitietin voidaan päätellä olevan hyvin pysyvää ja pitkäkestoista.

## 7.2. Laajennettu GARCH-malli

Edellisessä alaluvussa on käsitelty GARCH-mallin perusominaisuuksia ja valittu hinnoittelueron mallintamisen kiintopisteeksi AR(2)-GARCH(1,1)-prosessi. Tässä alaluvussa mallia laajennetaan lisäämällä teoriaosuuden muuttujia keskiarvo- ja varianssiyhtälöihin. Prosessissa edetään varovaisesti, sillä estimointialgoritmit lakkaavat herkästi konvergoitumasta. Tällöin edetään niin sanotusti yksinkertaisesta yleiseen. Ensiksi määritetään suppea malli, johon lisätään yksittäisiä muuttujia ja etsitään vaihtoehtoisia spesifikaatioita.

Tulokset on jaettu neljään osaan. Taulukossa 6 mallintamiselle esitetään lähtöpiste. Taulukon 7 malleissa nostetaan esille muuttujia, jotka joudutaan kuitenkin hylkäämään mallin kehittämisessä. Taulukoissa 8 ja 9 spesifioidaan varianssiyhtälöä ja makrotaloudellisten yllätysmomenttien vaikutusta. Muuttujien määritelmät ja kuvaukset on esitetty taulukossa 1 (ks. 28-29).

Taulukon 6 sarakkeen (I) keskiarvoyhtälöön on sisällytetty selittäviksi muuttujiksi  $Quota1$ ,  $Quota2$ ,  $Share_t$  ja  $Spread_t$ .<sup>14</sup> Varianssiyhtälössä käytetään selittävänä muuttujana  $\ln VIX_{t-1}$ . Etumerkinsä perusteella jokainen muuttuja käyttäytyy niin kuin teoriaosiossa on ennakoitu.

Kun  $Quota1$  on ollut päällä loka-marraskuun taitteessa 2010, CNH-kurssia on hinnoiteltu suhteessa USD:iin keskimäärin 19 % arvokkaampana kuin CNY:tä *ceteris paribus*. P-arvon perusteella tapahtumalla on ollut tilastollisesti merkitsevää vaikutusta 5 % tasolla. Vastaavasti vaikka  $Quota2$  on ollut päällä syys-lokakuun taitteessa 2011, tapahtuma ei ole ollut p-arvon perusteella tilastollisesti merkitsevä.

| Taulukko 6 – GARCH-prosessin laajemmat estimoinnit (Osa 1)  |                   |                    |                   |                   |
|---|-------------------|--------------------|-------------------|-------------------|
|   | (I)               | (I.i)              | (II)              | (II.i)            |
| Keskiarvoyhtälö   |                   |                    |                   |                   |
| $\omega$  | 0,0563** (0,023)  | 0,0647*** (0,006)  | -0,0878 (0,279)   | -0,0269 (0,726)   |
| $\phi_1$  | 0,6509*** (0,000) | 0,6604*** (0,000)  | 0,6456*** (0,000) | 0,6446*** (0,000) |
| $\phi_2$  | 0,2257*** (0,000) | 0,2028*** (0,000)  | 0,2197*** (0,000) | 0,2143*** (0,000) |
| Markkinoiden segmentoituminen   |                   |                    |                   |                   |
| $Quota1$  | -0,2050** (0,018) | -0,2161** (0,015)  | -0,2009** (0,019) | -0,2074** (0,020) |
| $Quota2$  | 0,1800 (0,234)    | 0,3142** (0,013)   | 0,1925 (0,199)    | 0,2306 (0,159)    |
| Fundamentit ja markkinaolosuhteet   |                   |                    |                   |                   |
| $Share_t$   | -0,0410** (0,011) | -0,0462*** (0,003) | -0,0332** (0,048) | -0,0388** (0,019) |
| $Spread_t$  | 0,0695 (0,189)    | 0,0601 (0,258)     | 0,1111* (0,055)   | -                 |
| $\ln TS_{t-1}$  | -                 | -                  | 0,0104* (0,070)   | 0,0065 (0,238)    |
| Varianssiyhtälö   |                   |                    |                   |                   |
| $a_0$   | 0,0000*** (0,000) | 0,0000*** (0,000)  | 0,0000*** (0,000) | 0,0000*** (0,000) |
| $a_1$   | 0,2040*** (0,000) | 0,1970*** (0,000)  | 0,1998*** (0,000) | 0,1960*** (0,000) |
| $\beta_1$   | 0,7607*** (0,000) | 0,7317*** (0,000)  | 0,7670*** (0,000) | 0,7760*** (0,000) |
| Gloaalien finanssimarkkinoiden vaikutus   |                   |                    |                   |                   |
| $\ln VIX_{t-1}$   | 0,0003*** (0,000) | 0,0003*** (0,000)  | 0,0003*** (0,000) | 0,0002*** (0,000) |
| Diagnostiset tarkastelut  |                   |                    |                   |                   |
| AIC   | -1,6982           | -1,7807            | -1,7000           | -1,6983           |
| $\log L$  | 1035,32           | 1084,96            | 1037,38           | 1035,36           |
| LB R (15)   | 12,503 (0,487)    | 14,672 (0,328)     | 12,752 (0,467)    | 11,908 (0,535)    |
| WC R^2 (15)   | 3,2461 (0,997)    | 17,098 (0,195)     | 3,2655 (0,997)    | 3,4157 (0,996)    |
| ARCH-LM (1)   | 0,2772 (0,758)    | 0,4979 (0,608)     | 0,3095 (0,734)    | 0,2766 (0,758)    |
| Huomioita: 1) Oso on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % parametrien tilastollisiin merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                   |                    |                   |                   |

<sup>14</sup> Kun GARCH-mallin keskiarvonyhtälöön on sisällytetty dummy-muuttuja, tässä noudatetaan Doornikin ja Oomsin (2008) menettelytapaa lisäämällä varianssiyhtälöön yhdellä periodilla viivästetty dummy-muuttuja. Sen tarkoituksena on taata estimointien robustisuus ja suojata multimodaalisuus-ongelmalta. Koska ne eivät ole tilastollisesti merkitseviä, niiden tulokset on jätetty raportoimatta.

Pörssi-indeksien suhdetta mittaava muuttuja  $Share_t$  on tilastollisesti merkitsevä 5 % tasolla. Vaikutus tulkitaan seuraavasti. Kun samojen kiinalaisyhtiöiden kurssit ovat muuttuneet Hongkongissa prosentin arvokkaammiksi kuin Shanghaissa, CNH:ta aletaan hinnoitella noin 0,04 % arvokkaammin suhteessa USD:hen kuin CNY:ta. Muuttuja  $Spread_t$  ei ole puolestaan tilastollisesti merkitsevä.

Mallin varianssiyhtälössä selittävänä muuttujana käytetään  $\ln VIX_{t-1}$ . P-arvon perusteella se on voimakkaasti tilastollisesti merkitsevä. Tämä tarkoittaa sitä, että globaalien finanssimarkkinoiden sentimentin muutokset heijastuvat myös renminbimarkkinoille. Kertoimen taloudellinen vaikutus on silti olematon. Kun  $\ln VIX_{t-1}$  on kasvanut prosentin, tämän seurauksena CNH:ta aletaan hinnoitella noin 0,0002-0,0003 % heikommin suhteessa USD:iin kuin CNY:ta. Jos  $\ln VIX_{t-1}$  lisätään puolestaan keskiarvoyhtälöön, vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä.

Sarakkeessa (I.i) aiempi malli esitetään pienellä muutoksella. Se koskee muuttujaa  $Quota2$ . Dummy-muuttujan kytkeytymistä päälle on aikaistettu viidellä päivällä ennen vaihtokiintiön todellista täyttymistä. Tämän päämääränä on tutkia, ovatko sijoittajat ennakoineet vaihtokiintiön täyttymistä toisella kerralla. Toisin kuin ensimmäisellä kerralla, he olivat tietoisia sen olemassaolosta.

Kun ennakointi huomioidaan, muuttujalla on tilastollisesti merkitsevää vaikutusta 5 % tasolla. CNH:ta on hinnoiteltu keskimäärin noin 37 % arvottomampana kuin CNY:tä. Sijoittajien reaktio on voimakas. Tämä viittaa siihen, että kun vaihtokiintiö on täyttynyt ensimmäisellä kerralla, renminbimarkkinoilla on ilmentynyt jäykkyyksiä, joille sijoittajat eivät ole tahtoneet altistua uudelleen.

Vaikka sarake (I.i) on osoittanut vaihtokiintiön toisen täyttymisen merkittäväksi tapahtumaksi, estimointeja jatketaan sarakkeen (I) mallista. Tämä johtuu siitä, että ennakoiva  $Quota2$  aiheuttaa joissakin spesifikaatioissa sen, että malli ei enää konvergoitu.

Sarakkeessa (II) mallia on laajennettu niin, että muuttuja  $\ln TS_{t-1}$  lisätään keskiarvoyhtälöön. Etumerkin perusteella se käyttäytyy teorian mukaisesti. Kun CNY-kurssilla noteerattu ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn käyttö lisääntyy prosentilla, CNY:ta aletaan hinnoitella 0,01 % arvokkaammin suhteessa USD:hen kuin CNH:ta. Koska muuttujan p-arvo 0,07 ylittää 0,05 kriittisen rajan, järjestelyllä ei ole tilastollisesti merkitsevää vaikutusta 5 %

tasolla. Tästä huolimatta muuttujalla voidaan päätellä olevan heikompaa tilastollista vaikutusta, sillä sen p-arvo alittaa 10 % merkitsevyyden tason.

Muuttujan  $\ln TS_{t-1}$  lisäämisen seurauksena muuttujan  $Spread_t$  p-arvo muuttuu niin, että sillä on tilastollisesti merkitsevää vaikutusta 10 % tasolla. Taustateoria tukee tätä, sillä muuttujat esittävät likviditeetin kahta eri puolta. Siinä missä  $Spread_t$  määrittää markkinalikviditeetin vaikutusta,  $\ln TS_{t-1}$  mittaa rahoituslikviditeettiä. Sarakkeen (II.i) tulokset vahvistavat teorian pätevyyttä. Siinä on esitetty  $\ln TS_{t-1}$  vaikutus ilman  $Spread_t$ -muuttujaa. Koska se menettää sellaisenaan tilastollisen merkitsevyyden 10 % tasolla, muuttujalla näyttää käyttäytyvän samalla tavoin kuin  $Spread_t$  sarakkeessa (I).

| Taulukko 7 – GARCH-prosessin laajemmat estimoinnit (Osa 2)   |                    |                   |                    |                   |
|--|--------------------|-------------------|--------------------|-------------------|
|  | (III)              | (IV)              | (V)                | (VI)              |
| Keskiarvoyhtälö  |                    |                   |                    |                   |
| $\omega$   | -0,1398* (0,092)   | -0,0675 (0,407)   | -0,0093 (0,914)    | -0,0850 (0,299)   |
| $\phi_1$   | 0,6354*** (0,000)  | 0,6383*** (0,000) | 0,6327*** (0,000)  | 0,6420*** (0,000) |
| $\phi_2$   | 0,2167*** (0,000)  | 0,2135*** (0,000) | 0,2124*** (0,000)  | 0,2160*** (0,000) |
| Markkinoiden segmentoituminen  |                    |                   |                    |                   |
| $Quota_1$  | -0,2133** (0,010)  | -0,2127** (0,012) | -0,2168** (0,011)  | -0,2076** (0,014) |
| $Quota_2$  | 0,1966 (0,188)     | 0,2054 (0,164)    | 0,2157 (0,149)     | 0,1989 (0,180)    |
| Fundamentit ja markkinaolosuhteet  |                    |                   |                    |                   |
| $Share_t$  | 0,0082 (0,661)     | -0,0307* (0,064)  | 0,0125 (0,571)     | -0,0396** (0,021) |
| $Spread_t$   | 0,1121* (0,055)    | 0,1099* (0,061)   | 0,1061* (0,071)    | 0,1109* (0,058)   |
| $\ln TS_{t-1}$   | 0,0096 (0,102)     | 0,0104* (0,076)   | 0,0052 (0,399)     | 0,0114* (0,059)   |
| $PBOC\_Erotus_t$   | -0,0408*** (0,000) | -                 | -                  | -                 |
| Gloaalien finanssimarkkinoiden vaikutus  |                    |                   |                    |                   |
| $\ln US10_{t-1}$   | -                  | -0,0290** (0,017) | -0,1300*** (0,003) | -                 |
| $\ln S5_{t-1}$   | -                  | -                 | 0,0768*** (0,017)  | -0,0142 (0,110)   |
| Varianssiyhtälö  |                    |                   |                    |                   |
| $a_0$  | 0,0000*** (0,000)  | 0,0000*** (0,000) | 0,0000*** (0,000)  | 0,0000*** (0,000) |
| $a_1$  | 0,2087*** (0,000)  | 0,1981*** (0,000) | 0,2052*** (0,000)  | 0,1973*** (0,000) |
| $\beta_1$  | 0,7576*** (0,000)  | 0,7737*** (0,000) | 0,7604*** (0,000)  | 0,7739*** (0,000) |
| Gloaalien finanssimarkkinoiden vaikutus  |                    |                   |                    |                   |
| $\ln VIX_{t-1}$  | 0,0003*** (0,000)  | 0,0002*** (0,000) | 0,0003*** (0,000)  | 0,0002*** (0,000) |
| Diagnostiset tarkastelut   |                    |                   |                    |                   |
| AIC  | -1,7109            | -1,7033           | -1,7069            | -1,7005           |
| $\log L$   | 1044,95            | 1040,38           | 1043,54            | 1038,72           |
| LB R (15)  | 13,566 (0,405)     | 12,716 (0,470)    | 11,695 (0,553)     | 12,891 (0,456)    |
| WC R <sup>2</sup> (15)   | 3,0709 (0,998)     | 2,9564 (0,998)    | 2,7405 (0,999)     | 3,1065 (0,998)    |
| ARCH-LM (1)  | 0,2781 (0,757)     | 0,3117 (0,732)    | 0,2987 (0,7419)    | 0,3143 (0,730)    |
| Huomioita: 1) Otot on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % parametrien tilastollisiin merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                    |                   |                    |                   |



Taulukon 7 sarakkeessa (III) malliin on lisätty  $PBOC\_Erotus_t$ . Negatiivinen etumerkki vastaa teoriaa, ja parametrilla on voimakasta tilastollisesti merkitsevää vaikutusta. Kun PBOC:n vaihtopäivän alussa asettaman kiinnityskurssin ja CNYn edellisen periodin päätöshinnan normalisoitu erotus kasvaa prosentilla, CNH- ja CNY-kurssien hinnoittelu supistuu 0,04 %.

Vaikka muuttuja  $PBOC\_Erotus_t$  käyttäytyy uskottavasti, se joudutaan poistamaan mallista. Tämä ei johdu pelkästään siitä, että  $Share_t$ -muuttuja menettää sen yhteydessä tilastollisen merkitsevyytensä. Se aiheuttaa useassa tapauksessa mallin konvergoitumattomuuden.

Sarakkeen (IV) malliin on lisätty  $\ln US10_{t-1}$ . Vaikka muuttuja on tilastollisesti merkitsevä, parametrin negatiivisesta etumerkistä havaitaan, että se ei käyttydy toisin kuin teoriassa on ennustettu. Se tulkitaan seuraavasti. Kun muuttujassa  $\ln US10_{t-1}$  tapahtuu prosentin muutos, CNH:ta aletaan hinnoitella keskimäärin 0,03 % arvokkaampana suhteessa USD:hen kuin CNY:tä. Varianssiyhtälössä se ei ole tilastollisesti merkitsevä.

Negatiivisen reaktion voidaan ajatella johtuvan syvemmässä mielessä siitä, että US-10:n muutos heijastelee globaalin riskipreemion muutosta. Koska riskipreemio viittaa määritelmällisesti korkeampriskisen ja riskittömän koron erotukseen, jota sijoittajat vaativat korvaukseksi riskinotosta, US-10 ei kelpaa sellaisenaan selittäväksi muuttujaksi vaan siitä on vähennettävä riskitön korko. Jälkimmäisenä käytetään Yhdysvaltojen velkakirjojen kolmen kuukauden logaritmoitua korkoa,  $\ln USm3_{t-1}$  (lähde: Fred).  $Premium_{t-1}$ -muuttuja muodostetaan siten, että  $\ln US10_{t-1}$ -muuttujasta vähennetään  $\ln USm3_{t-1}$ . Koska riskipreemion kasvun oletetaan heijastavan sijoittajien tuotto-odotusten vahvistumista suhteessa riskittömään kohteeseen, CNH-kurssin ennakoidaan vahvistuvan enemmän suhteessa USD:iin kuin CNY-kurssin. Hinnoitteluerossa vaikutus ilmenee negatiivisesti.

Estimointitulos ei kuitenkaan tue riskipreemion validiutta. Kun muuttuja  $Premium_{t-1}$  on sisällytetty malliin, se lakkaa konvergoitumasta. Tämän vuoksi se hylätään.

Sarakkeessa (V) muuttujan  $\ln US10_{t-1}$  käyttäytymistä tutkitaan lisäämällä  $\ln S5_{t-1}$  malliin. Koska ne jäsentävät globaalin likviditeetin vaikutusta eri näkökulmista, on mahdollista, että ne tukevat toistensa käyttäytymistä samalla tavoin kuin muuttujat  $\ln TS_{t-1}$  ja  $Spread_t$ . Estimointien perusteella muuttuja  $\ln S5_{t-1}$  käyttäytyy teorian mukaisesti ja on tilastollisesti merkitsevä. Positiivisella etumerkillä estimaattia tulkitaan seuraavasti. Kun se muuttuu yhden prosentin, USD vahvistuu noin 0,08 % enemmän suhteessa CNH- kuin CNY-kurssiin.

Muuttujan  $\ln S5_{t-1}$  lisääminen näyttää muuttavan aikaisempia estimaatteja huomattavasti.  $Share_t$  ja  $\ln TS_{t-1}$  menettävät tilastollisesti merkitsevyytensä. Vaikka  $\ln US10_{t-1}$  taloudellinen vaikutus moninkertaistuu -0,03 %:sta -0,12 %:iin, sen käyttäytyminen ei muutu teoriaa vastaavaksi. Tämän vuoksi tulosta voidaan pitää kyseenalaisena. Muuttujat  $\ln S5_{t-1}$  ja  $\ln US10_{t-1}$  määrittävät saman asian vaikutusta, vaikka ne mittaavat sitä eri näkökulmista.

Koska etumerkkien poikkeava reagointi voi johtua multikollineaarisuudesta, sarakkeessa (VI) testataan muuttujan  $\ln S5_{t-1}$  itsenäistä vaikutusta. Tulosten perusteella se ei ole enää tilastollisesti merkitsevä, jolloin muuttuja voidaan poistaa mallista. Tämä viittaa siihen, että sarakkeen (V) mallissa  $\ln S5_{t-1}$  nollahypoteesi on hylätty virheellisesti, vaikka se on ollut tosi. Multikollineaarisuuden vaikutusta selittää lisäksi se, että parametrin etumerkki muuttuu positiivisesta negatiiviseksi. Tällöin mallin (V) poikkeavat etumerkit ja estimaattien vahvistuminen selittyisivät korkealla korrelaatiolla. Muuttuja  $\ln S5_{t-1}$  ei ole myöskään tilastollisesti merkitsevä varianssiyhtälössä.

Vaikka sarakkeen (VI) tulos tukee  $\ln US10_{t-1}$  sisällyttämistä malliin, sitä ei huomioida jatkoestimoinneissa. Tämä ei johdu siitä, että muuttujalle ei ole onnistuttu esittämään käyttäytymistä vastaavaa teoriaa. Poistaminen seuraa siitä, että  $\ln US10_{t-1}$  aiheuttaa usein mallin konvergoitumattomuuden. Estimointeja jatketaan sarakkeen (II) mallista.

Taulukossa 8 on siirrytty varianssiyhtälön spesifiointiin. Niillä mitataan markkinoiden segmentoitumisen asteittaista purkamista. Reformien vaikutuksia estimoidaan aluksi yksittäin, minkä jälkeen tulokset yhdistetään. Jos kaikki potentiaaliset muuttujat lisätään varianssiyhtälöön yhdellä kertaa, estimointialgoritmit eivät konvergoitu.

Sarakkeessa (VII) mitataan valuuttaputken laajennuksien vaikutusta hinnoittelueroon. 16 huhtikuuta 2012 valuuttaputken rajojen on levennetty  $\pm 1,0$  %:iin ja 17 maaliskuuta 2014  $\pm 2,0$  %:iin. P-arvojen perusteella vain ensimmäisellä laajennuksella on ollut tilastollisesti merkitsevää vaikutusta. Negatiivinen etumerkki on odotusten mukainen. Tällöin markkinoiden segmentoitumisen purkaminen on johtanut siihen, että renminbikurssien volatilitetit synkronisoituvat. Vaikutus tulkitaan seuraavasti. Kun valuuttaputkea laajennetaan  $\pm 1,0$  %:iin, hinnoittelueron volatilitetti on vähentynyt noin 0,12 %. Aikaisemmista muuttujista ainoastaan muuttujan  $\ln VIX_{t-1}$  arvo muuttuu. Se kasvaa 0,0002-0,0003 %:sta 0,0007 %:iin. Täten sen taloudellinen vaikutus on edelleen vähäinen.

| Taulukko 8 – GARCH-prosessin laajemmat estimoinnit (Osa 3)   |                      |                      |                      |                      |                      |                       |
|--|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|-----------------------|
|  | (VII)                | (VIII)               | (IX)                 | (X)                  | (XI)                 | (XII)                 |
| Keskiarvoyhtälö  |                      |                      |                      |                      |                      |                       |
| $\omega$   | -0,0778<br>(0,305)   | -0,0621<br>(0,399)   | -0,0842<br>(0,307)   | -0,0864<br>(0,271)   | -0,0925<br>(0,252)   | -0,0621<br>(0,388)    |
| $\phi_1$   | 0,6498***<br>(0,000) | 0,6420***<br>(0,000) | 0,6471***<br>(0,000) | 0,6456***<br>(0,000) | 0,6437***<br>(0,000) | 0,6465***<br>(0,000)  |
| $\phi_2$   | 0,2064***<br>(0,000) | 0,2177***<br>(0,000) | 0,2121***<br>(0,000) | 0,2127***<br>(0,000) | 0,2197***<br>(0,000) | 0,2108***<br>(0,000)  |
| Markkinoiden segmentoituminen  |                      |                      |                      |                      |                      |                       |
| <i>Quota</i> <sub>1</sub>  | -0,2122**<br>(0,020) | -0,2115**<br>(0,018) | -0,2084**<br>(0,021) | -0,2083**<br>(0,021) | -0,2023**<br>(0,022) | -0,2111**<br>(0,023)  |
| <i>Quota</i> <sub>2</sub>  | 0,2022<br>(0,234)    | 0,2026<br>(0,227)    | 0,2048<br>(0,217)    | 0,2042<br>(0,224)    | 0,1869<br>(0,164)    | 0,1974<br>(0,251)     |
| Fundamentit ja markkinaolosuhteet  |                      |                      |                      |                      |                      |                       |
| <i>Share</i> <sub>t</sub>  | -0,0384**<br>(0,016) | -0,0366**<br>(0,020) | -0,0371**<br>(0,021) | -0,0367**<br>(0,024) | -0,0337**<br>(0,044) | -0,0394**<br>(0,012)  |
| <i>Spread</i> <sub>t</sub>   | 0,1098*<br>(0,054)   | 0,1070**<br>(0,033)  | 0,1065*<br>(0,059)   | 0,1113**<br>(0,046)  | 0,1121*<br>(0,056)   | 0,1094**<br>(0,027)   |
| <i>ln TS</i> <sub>t-1</sub>  | 0,0102*<br>(0,057)   | 0,0088*<br>(0,097)   | 0,0106*<br>(0,075)   | 0,0106*<br>(0,055)   | 0,0108*<br>(0,057)   | 0,0091*<br>(0,073)    |
| Varianssiyhtälö  |                      |                      |                      |                      |                      |                       |
| $\alpha_0$   | 0,0000***<br>(0,000) | 0,0000***<br>(0,000) | 0,0000***<br>(0,000) | 0,0000***<br>(0,000) | 0,0000***<br>(0,000) | 0,0000***<br>(0,000)  |
| $\alpha_1$   | 0,1869***<br>(0,000) | 0,1913***<br>(0,000) | 0,1989***<br>(0,000) | 0,1867***<br>(0,000) | 0,1957***<br>(0,000) | 0,1910***<br>(0,000)  |
| $\beta_1$  | 0,7412***<br>(0,000) | 0,7487***<br>(0,000) | 0,7495***<br>(0,000) | 0,7558***<br>(0,000) | 0,7720***<br>(0,000) | 0,7158***<br>(0,000)  |
| Markkinoiden segmentoituminen  |                      |                      |                      |                      |                      |                       |
| <i>TB</i> <sub>1%</sub>  | -0,0012**<br>(0,045) | -                    | -                    | -                    | -                    | -0,0009***<br>(0,006) |
| <i>TB</i> <sub>2%</sub>  | -0,0009<br>(0,140)   | -                    | -                    | -                    | -                    | -0,0007<br>(0,123)    |
| <i>RQFII</i> <sub>t</sub>  | -                    | -0,0013**<br>(0,011) | -                    | -                    | -                    | -0,0014***<br>(0,007) |
| <i>OF1</i>   | -                    | -                    | 0,0009<br>(0,362)    | -                    | -                    | -                     |
| <i>OL</i>  | -                    | -                    | -                    | -0,0006<br>(0,254)   | -                    | -                     |
| <i>Stock_Connect</i>   | -                    | -                    | -                    | -                    | -0,0002<br>(0,524)   | -                     |
| Gloaalien finanssimarkkinoiden vaikutus  |                      |                      |                      |                      |                      |                       |
| <i>ln VIX</i> <sub>t-1</sub>   | 0,0007***<br>(0,000) | 0,0005***<br>(0,000) | 0,0003***<br>(0,000) | 0,0005***<br>(0,000) | 0,0003***<br>(0,000) | 0,0009***<br>(0,000)  |
| Diagnostiset tarkastelut   |                      |                      |                      |                      |                      |                       |
| AIC  | -1,7181              | -1,7161              | -1,7081              | -1,7076              | -1,7008              | -1,7239               |
| log <i>L</i>   | 1050,32              | 1048,11              | 1043,28              | 1042,96              | 1037,90              | 1054,81               |
| LB R (15)  | 13,669<br>(0,398)    | 14,856 (0,317)       | 12,582 (0,481)       | 13,735 (0,393)       | 13,193 (0,433)       | 14,541<br>(0,337)     |
| WC R <sup>2</sup> (15)   | 5,0205<br>(0,975)    | 4,3741 (0,987)       | 4,2060 (0,989)       | 4,2074 (0,989)       | 3,1457<br>(0,997)    | 5,9597 (0,948)        |
| ARCH-LM (1)  | 0,3591<br>(0,698)    | 0,3802 (0,684)       | 0,2339 (0,792)       | 0,3558 (0,701)       | 0,2907 (0,748)       | 0,4097 (0,664)        |
| Huomioita: 1) Otos on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % parametrien tilastollisiin merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                      |                      |                      |                      |                      |                       |

Sarakkeessa (VIII) mitataan offshoresta Manner-Kiinan virtaavan pääoman vaikutusta hinnoittelueroon  $RQFII_t$ -muuttujan asteittaisella laajentumisella. Etumerkin perusteella muuttuja käyttäytyy teorian mukaisesti. Kun kiintiössä tapahtuu yhden yksikön asteittainen muutos, hinnoittelueron volatilitteetti laskee noin 0,13 %. Muuttuja on tilastollisesti merkitsevä 5 % tasolla. Lisäksi sen sisällyttäminen malliin muuttaa  $Spread_t$ -muuttujan tilastollista merkitsevyyttä 10 % tasolta 5 % tasolle.

Sarakkeessa (IX) malliin on lisätty  $OF1$ -dummy-muuttuja, joka mittaa Manner-Kiinasta offshoreen virtaavien pääomakontrollien avaamista tammikuussa 2011. Reformi ei ole tilastollisesti merkitsevä. Maaliskuussa 2012 tapahtunutta reformia mittaava  $OF2$ -muuttuja on jätetty pois mallista, koska sen sisällyttämisen seurauksena malli ei konvergoitu. Muuttuja ei ole myöskään itsenäisenä tilastollisesti merkitsevä.

Sarakkeissa (X) ja (XI) testataan kesäkuussa 2012 avatun Hongkongin likviditeettifasilitiitin sekä marraskuussa 2014 Shanghain ja Hongkongin pörssiyhteistyön vaikutusta hinnoittelueroon. Kumpikaan reformi ei ole vähentänyt hinnoittelueron volatilitteettia tilastollisesti merkitsevästi.

Lopuksi sarakkeessa (XII) yhdistetään sarakkeiden (X) ja (XI) tulokset. Tämän seurauksena muuttujien  $TB\_1\%$  ja  $RQFII_t$  tilastolliset merkitsevyydet vahvistuvat 5 % tasolta 1 % tasolle. Lisäksi  $\ln VIX_{t-1}$  taloudellinen vaikutus vahvistuu hieman ja on nyt 0,0009 %.

Estimointien viimeisessä vaiheessa tutkitaan makrotaloudellisten yllätysmomenttien vaikutusta hinnoittelueroon. Tulokset esitetään taulukossa 9. Estimoinneissa edetään samalla tavalla kuin aiemmin. Jotta mallin konvergoitumiseen liittyvät ongelmat vältetään, sarakkeissa (XIII-XVII) testataan muuttujien yksittäistä vaikutusta. Tämän jälkeen tulokset yhdistetään sarakkeessa (XVIII).

Tuloksissa on yllättävää se, että jokainen yllätysmomentti on negatiivinen, vaikka etumerkin laatua ei voida ennustaa *a priori*. Kaikki makrotaloudelliset indikaattorit eivät ole silti tilastollisesti merkitseviä vaan ainoastaan muuttujilla  $S\_Ind\_prod$  ja  $S\_PMI$  on merkitsevää vaikutusta 5 % tasolla. Ne tulkitaan seuraavasti. Kun yllätysmomentti on kasvanut teollisuustuotannossa tai ostopääallikköindeksissä yhden yksikön, hinnoitteluero on supistunut 0,48 % tai 0,46 %.

| Taulukko 9 – GARCH-prosessin laajemmat estimoinnit (Osa 4)   |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
|--|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
|  | (XIII)                | (XIV)                 | (XV)                  | (XVI)                 | (XVII)                | (XVIII)               |
| Keskiarvoyhtälö  |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| $\omega$   | -0,0544<br>(0,458)    | -0,0730<br>(0,315)    | -0,0831<br>(0,266)    | -0,0582<br>(0,420)    | -0,0622<br>(0,387)    | -0,0929<br>(0,218)    |
| $\phi_1$   | 0,6471***<br>(0,000)  | 0,6443***<br>(0,000)  | 0,6462***<br>(0,000)  | 0,6463***<br>(0,000)  | 0,6465***<br>(0,000)  | 0,6433***<br>(0,000)  |
| $\phi_2$   | 0,2082***<br>(0,000)  | 0,2092***<br>(0,000)  | 0,2084***<br>(0,000)  | 0,2106***<br>(0,000)  | 0,2107***<br>(0,000)  | 0,2077***<br>(0,000)  |
| Markkinoiden segmentoituminen  |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| <i>Quota</i> <sub>1</sub>  | -0,2105**<br>(0,016)  | -0,2131**<br>(0,015)  | -0,2011**<br>(0,022)  | -0,2120**<br>(0,023)  | -0,2112**<br>(0,023)  | -0,2058**<br>(0,019)  |
| <i>Quota</i> <sub>2</sub>  | 0,1894<br>(0,244)     | 0,1888<br>(0,246)     | 0,1910<br>(0,238)     | 0,1975<br>(0,251)     | 0,1976<br>(0,250)     | 0,1923<br>(0,234)     |
| Fundamentit ja markkinaolosuhteet  |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| <i>Share</i> <sub><i>t</i></sub>   | -0,0418***<br>(0,008) | -0,0365**<br>(0,018)  | -0,0372**<br>(0,019)  | -0,0397**<br>(0,011)  | -0,0393**<br>(0,013)  | -0,0346**<br>(0,027)  |
| <i>Spread</i> <sub><i>t</i></sub>  | 0,1116**<br>(0,025)   | 0,1102**<br>(0,024)   | 0,1078**<br>(0,029)   | 0,1080**<br>(0,030)   | 0,1094**<br>(0,027)   | 0,1087**<br>(0,026)   |
| <i>TS</i> <sub><i>t-1</i></sub>  | 0,0088*<br>(0,089)    | 0,0096*<br>(0,063)    | 0,0105**<br>(0,045)   | 0,0089*<br>(0,085)    | 0,0091*<br>(0,073)    | 0,0109**<br>(0,040)   |
| <i>S</i> <sub><i>GDP</i></sub>   | -0,0027<br>(0,169)    | -                     | -                     | -                     | -                     | -                     |
| <i>S</i> <sub><i>Ind_prod</i></sub>  | -                     | -0,0048**<br>(0,039)  | -                     | -                     | -                     | -0,0044*<br>(0,062)   |
| <i>S</i> <sub><i>PMI</i></sub>   | -                     | -                     | -0,0046**<br>(0,041)  | -                     | -                     | -0,0040*<br>(0,078)   |
| <i>S</i> <sub><i>Infl</i></sub>  | -                     | -                     | -                     | -0,0007<br>(0,759)    | -                     | -                     |
| <i>S</i> <sub><i>Exp</i></sub>   | -                     | -                     | -                     | -                     | -0,0002<br>(0,929)    | -                     |
| Varianssiyhtälö  |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| $a_0$  | 0,0000***<br>(0,000)  | 0,0000***<br>(0,000)  | 0,0000***<br>(0,000)  | 0,0000***<br>(0,000)  | 0,0000***<br>(0,000)  | 0,0000***<br>(0,000)  |
| $a_1$  | 0,1911***<br>(0,000)  | 0,1910***<br>(0,000)  | 0,1900***<br>(0,000)  | 0,1902***<br>(0,000)  | 0,1909***<br>(0,000)  | 0,1895***<br>(0,000)  |
| $\beta_1$  | 0,7096***<br>(0,000)  | 0,7092***<br>(0,000)  | 0,7138***<br>(0,000)  | 0,7169***<br>(0,000)  | 0,7161***<br>(0,000)  | 0,7132***<br>(0,000)  |
| Markkinoiden segmentoituminen  |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| <i>TB</i> <sub><i>1%</i></sub>   | -0,0010***<br>(0,007) | -0,0010***<br>(0,004) | -0,0009***<br>(0,004) | -0,0009***<br>(0,005) | -0,0009***<br>(0,006) | -0,0010***<br>(0,003) |
| <i>TB</i> <sub><i>2%</i></sub>   | -0,0007<br>(0,124)    | -0,0007<br>(0,105)    | -0,0007<br>(0,109)    | -0,0006<br>(0,121)    | -0,0006<br>(0,124)    | -0,0007*<br>(0,094)   |
| <i>RQFII</i> <sub><i>t</i></sub>   | -0,0014**<br>(0,011)  | -0,0015***<br>(0,005) | -0,0014***<br>(0,005) | -0,0014***<br>(0,006) | -0,0014***<br>(0,006) | -0,0014***<br>(0,004) |
| Globaalien finanssimarkkinoiden vaikutus   |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| <i>VIX</i> <sub><i>t-1</i></sub>   | 0,0009***<br>(0,000)  | 0,0009***<br>(0,000)  | 0,0009***<br>(0,000)  | 0,0009***<br>(0,000)  | 0,0009***<br>(0,000)  | 0,0009***<br>(0,000)  |
| Diagnostiset tarkastelut   |                       |                       |                       |                       |                       |                       |
| AIC  | -1,7237               | -1,7259               | -1,7249               | -1,7224               | -1,7223               | -1,7259               |
| log <i>L</i>   | 1055,65               | 1056,97               | 1056,39               | 1054,86               | 1054,82               | 1057,97               |
| LB <i>R</i> (15)   | 14,167 (0,362)        | 13,431 (0,415)        | 14,661 (0,329)        | 14,560 (0,336)        | 14,548 (0,336)        | 13,843 (0,385)        |
| WC <i>R</i> <sup>2</sup> (15)  | 5,8158 (0,953)        | 5,9495 (0,948)        | 5,7247 (0,956)        | 5,9866 (0,947)        | 5,9515 (0,948)        | 5,8944 (0,950)        |
| ARCH-LM (1)  | 0,2982 (0,742)        | 0,3587 (0,699)        | 0,3122 (0,732)        | 0,4152 (0,660)        | 0,4102 (0,664)        | 0,3643 (0,695)        |
| Huomioita: 1) Otos on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % parametrien tilastollisiin merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                       |                       |                       |                       |                       |                       |

Sarakkeessa (XVIII) muuttujat  $S_{Ind\_prod}$  ja  $S_{PMI}$  yhdistetään samaan malliin. Tämän seurauksena niiden tilastollinen merkitsevyys heikkenee 5 % tasolta 10 % tasolle. Niillä on kuitenkin positiivinen vaikutus muuttujaan  $\ln TS_{t-1}$ , sillä sen tilastollinen merkitsevyys vahvistuu 5 % tasolle. Lisäksi  $TB\_2\%$  muuttuu tilastollisesti merkitseväksi 10 % tasolla, jolloin reformilla on ollut heikkoa tilastollista vaikutusta.

### 7.3. Tulosten arviointi

Ennen kuin tutkimuksessa siirrytään johtopäätösten tekemiseen, saavutettujen tulosten mielekkyyttä arvioidaan. Tämä on aiheellista, koska estimointialgoritmit lakkaavat herkästi konvergoitumasta. Ongelma ilmenee erityisesti siinä, että estimointien tulokset riippuvat ohjelmistosta.

Alaluku on eroteltu kahteen osaan. Ensimmäiseksi algoritmien eroavaisuus tuodaan esille. Toiseksi taulukon 9 sarakkeen (XVIII) tuloksia arvioidaan suhteessa Funke et al (2015) artikkeliin, jota on käytetty tutkimuksen vertailupisteenä.

Ohjelmistojen algoritmien poikkeavuus esitetään taulukossa 10, jossa verrataan sarakkeen (I) mallia vaihtoehtoisten ohjelmistojen tuottamiin tuloksiin. Tässä tutkimuksessa GARCH-mallin laajemmat estimoinnit on tehty OxMetricsin (6.0) PcGive-ohjelmistolla. Tuloksissa on erikoista se, että Statan (13.0) ja OxMetricsin (6.0) GARCH-moduulin algoritmien estimaatit poikkeavat niistä. Ongelmat alkavat ilmetä, kun GARCH-mallin kiintopisteestä siirrytään laajempaan malliin, johon on sisällytetty teoriaosuuden muuttujia, vaikka jokainen malli perustuu BFGS-algoritmiin ja laskee keskivirheet ”ulkotulovektorin” (outer product gradient) informaatiomatriisilla. Erot johtuvat todennäköisesti siitä, että estimointialgoritmit valitsevat alkuarvoja poikkeavilla periaatteilla. Tematiikan syvempi tutkiminen sivuutetaan kuitenkin siksi, että sen haasteellisuus ylittää pro gradu -tutkielman vaatimustason.

| Taulukko 10 – Ohjelmistojen algoritmien vertailu  |                   |                    |                     |
|---|-------------------|--------------------|---------------------|
|   | (PcGive)          | (G@RCH)            | (Stata)             |
| Keskiarvoyhtälö   |                   |                    |                     |
| $\omega$  | 0,0563** (0,023)  | 0,3917** (0,015)   | 0,3761** (0,010)    |
| $\phi_1$  | 0,6509*** (0,000) | 0,6560*** (0,000)  | 0,6591*** (0,000)   |
| $\phi_2$  | 0,2257*** (0,000) | 0,2260*** (0,000)  | 0,2062*** (0,000)   |
| Markkinoiden segmentoituminen   |                   |                    |                     |
| <i>Quota</i> <sub>1</sub>   | -0,2050** (0,018) | -0,1866 (0,446)    | -0,1316 (0,569)     |
| <i>Quota</i> <sub>2</sub>   | 0,1800 (0,234)    | 0,3206 (0,263)     | 0,3271 (0,423)      |
| Fundamentit ja markkinaolosuhteet   |                   |                    |                     |
| <i>Share</i> <sub><i>t</i></sub>  | -0,0410** (0,011) | -0,2792*** (0,009) | -0,2791*** (0,004)  |
| <i>Spread</i> <sub><i>t</i></sub>   | 0,0695 (0,189)    | 0,1271 (0,138)     | 0,1174** (0,035)    |
| Varianssiyhtälö   |                   |                    |                     |
| $\alpha_0$  | 0,0000*** (0,000) | 0,0000 (1,000)     | -13,1391*** (0,000) |
| $\alpha_1$  | 0,2040*** (0,000) | 0,1951 (0,198)     | 0,1733*** (0,000)   |
| $\beta_1$   | 0,7607*** (0,000) | 0,7765*** (0,000)  | 0,7575*** (0,000)   |
| Gloaalien finanssimarkkinoiden vaikutus   |                   |                    |                     |
| $\ln VIX_{t-1}$   | 0,0003*** (0,000) | 0,0002 (0,662)     | 2,1833*** (0,000)   |
| Diagnostiset tarkastelut  |                   |                    |                     |
| $\log L$  | 1035,32           | 1036,98            | 1018,79             |
| LB R (15)   | 12,503 (0,487)    | 13,074 (0,442)     | 15,522 (0,415)      |
| WC R <sup>2</sup> (15)  | 3,2461 (0,997)    | 3,3895 (0,996)     | 10,614 (0,779)      |
| ARCH-LM (1)   | 0,2772 (0,758)    | 0,3488 (0,706)     | 0,7785 (0,378)      |
| Huomioita: 1) Oso on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % parametrien tilastollisiin merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                   |                    |                     |

Kun OxMetricsin PcGive-moduulia verrataan G@RCH-moduuliin, ARMA-GARCH-parametrien arvot havaitaan samankaltaisiksi. G@RCH-moduulissa ne eivät ole silti välttämättä tilastollisesti merkitseviä. Myös diagnostiset tarkastelut ovat samanlaisia. Teoriamuuttujien estimaatit poikkeavat toisistaan enemmän. Merkittävän eroavaisuus on muuttujan *Share*<sub>*t*</sub> taloudellisessa vaikutuksessa. PcGiven mukaan se on -0,04 % ja G@RCH-moduulin -0,28 %.

Vastaavasti Statan tuloksissa on yhtäläisyyksiä PcGiven ja G@RCH:n kanssa. ARMA-GARCH-estimaatit ovat samansuuruisia ja tilastollisesti merkitseviä samalla tavoin kuin PcGivessä. Ainoastaan varianssiyhtälön vakion  $\alpha_0$  arvo muuttuu negatiiviseksi ja kasvaa kohtuuttoman suureksi. Tämä viittaa välittömästi äärettömyyteen räjähtävään volatilitettiin, minkä seurauksena GARCH-prosessin stationaarisuus kyseenalaistuu. Yksityiskohtaisempi selvitys paljastaa, että tämä seuraa muuttujan  $\ln VIX_{t-1}$  sisällyttämisestä varianssiyhtälöön. Tästä huolimatta malli läpäisee kaikki diagnostiset tarkastelut.

Myös Statan perusteella muuttujalla  $Share_t$  on voimakkaampi taloudellinen vaikutus kuin PcGivessä, minkä lisäksi estimaatti on lähes sama kuin G@RCH-moduulissa. Stata estimoii myös  $Spread_t$ -muuttujalle saman arvon ja tilastollisen merkitsevyyden, jotka PcGive tulostaa sille vasta kun malliin on sisällytetty muuttuja  $\ln TS_{t-1}$  (vrt. malli XVIII).

Seuraako algoritmien poikkeavuudesta se, että tutkimustulokset ovat täysin epäluotettavia? Tällainen päätelmä olisi hätiköity. Saavutettuja tuloksia ei tue vain muuttujien ennustettu käyttäytyminen, vaan ne vahvistuvat myös vertailulla Funke et al (2015) tuloksiin. Myös he varoittavat siitä, että estimointien monimutkaisuus vaatii varovaisuutta:

Vaikka estimointien metodologia näyttää yksioikoiselta, se on todella monimutkainen. Tämä johtuu estimoitavien parametrien valtavasta määrästä. Jotta ne konvergoituvat globaaliin maksimiinsa, algoritmien mukautuminen edellyttää täsmällisten alkuarvojen valintaa. Tässä tutkimuksessa niiden etsimisessä on sovellettu simplex-algoritmia. (Funke et al 2015, 257, n.13).

Taulukosta 11 havaitaan, kuinka tämän tutkimuksen optimimalli (XVIII) eroaa Funke et al (2015, 260, taulukko 6 sarake [I]) vastaavasta mallista. Merkittävin poikkeavuus on siinä, että tässä tutkimuksessa käytetään kiintopisteenä AR(2)-GARCH(1,1)-mallia, kun taas Funke et al (2015) käyttävät AR(1)-GARCH(1,1)-mallia. Alaluvussa 7.1 on perusteltu, miksi tällainen spesifikaatio ei ole soveltava tässä työssä.

Kun mallien peruspiirteitä verrataan, varianssiyhtälön parametrit ovat yhtäläisiä sekä arvojen että tilastollisen merkitsevyyden suhteen. Mallin (XVIII) suurempi parametri  $\alpha_1$  viittaa astetta voimakkaampiin volatilitteettishokkeihin, siinä missä astetta pienempi parametri  $\beta_1$  muistii heikompaan pysyvyyteen. Kun mallin (XVIII) keskiarvoyhtälön AR-parametrien arvot summataan yhteen, autoregressiivisyyden havaitaan ilmentyvän siinä noin 0,1 yksikköä voimakkaampana kuin vertailukohdassa. AR(2)-juuren voidaan olettaa poistavan hinnoitteluerosta autokorrelaatiota, koska sen seurauksena nollahypoteesi jää voimaan LB-testissä toisin kuin vertailukohdassa. Se, että autokorrelaatio ilmenee vertailukohdassa, muodostaa yleisesti poikkeuksen Funke et al (2015) malleihin. Jostain syystä sitä alkaa esiintyä, kun he siirtyvät estimoinneissa makrotaloudellisten yllätysmomenttien mittaamiseen.



| Taulukko 11 – Tutkimustulosten vertailu   |                    |                  |
|---|--------------------|------------------|
|   | (Malli XVIII)      | (Funke et al)    |
| Keskiarvoyhtälö   |                    |                  |
| $\omega$  | -0,0929 (0,218)    | 0,022*** (0,00)  |
| $\phi_1$  | 0,6433*** (0,000)  | 0,750*** (0,00)  |
| $\phi_2$  | 0,2077*** (0,000)  | -                |
| Markkinoiden segmentoituminen   |                    |                  |
| <i>Quota</i> <sub>1</sub>   | -0,2058** (0,019)  | -0,279*** (0,00) |
| <i>Quota</i> <sub>2</sub>   | 0,1923 (0,234)     | 0,077 (0,63)     |
| Fundamentit ja markkinaolosuhteet   |                    |                  |
| <i>Share</i> <sub><i>t</i></sub>  | -0,0346** (0,027)  | -0,223*** (0,00) |
| <i>Spread</i> <sub><i>t</i></sub>   | 0,1087** (0,026)   | 0,074*** (0,00)  |
| <i>TS</i> <sub><i>t-1</i></sub>   | 0,0109** (0,040)   | -                |
| <i>S_ind_prod</i>   | -0,0044* (0,062)   | 0,024 (0,37)     |
| <i>S_PMI</i>  | -0,0040* (0,078)   | -                |
| Varianssiyhtälö   |                    |                  |
| $a_0$   | 0,0000*** (0,000)  | 0,002*** (0,00)  |
| $a_1$   | 0,1895*** (0,000)  | 0,162*** (0,00)  |
| $\beta_1$   | 0,7132*** (0,000)  | 0,765*** (0,00)  |
| Markkinoiden segmentoituminen   |                    |                  |
| <i>TB_1</i> %   | -0,0010*** (0,003) | -                |
| <i>TB_2</i> %   | -0,0007* (0,094)   | -                |
| <i>RQFII</i> <sub><i>t</i></sub>  | -0,0014*** (0,004) | -                |
| $\Delta TS$   | -                  | -0,001*** (0,00) |
| <i>OF</i>   | -                  | -0,001*** (0,00) |
| Globaalien finanssimarkkinoiden vaikutus  |                    |                  |
| <i>VIX</i> <sub><i>t-1</i></sub>  | 0,0009*** (0,000)  | -                |
| $\Delta VIX_t$  | -                  | 0,014*** (0,00)  |
| Diagnostiset tarkastelut  |                    |                  |
| log <i>L</i>  | 1057,97            | 667,12           |
| LB R (15)   | 13,843 (0,385)     | 25,75 (0,04)     |
| WC R <sup>2</sup> (15)  | 5,8944 (0,950)     | 12,80 (0,62)     |
| ARCH-LM (1)   | 0,3643 (0,695)     | 0,78 (0,38)      |
| Huomioita: 1) Oso on 23.8.2010 ja 10.8.2015 väliseltä ajalta, 2) Sulkumerkeissä on p-arvo, 3) ***, **, * viittaavat 1 %, 5 % ja 10 % parametrien tilastollisiin merkitsevyystasoihin.<br>Lähde: Bloomberg |                    |                  |

Mallien estimaatit poikkeavat paikoittain toisistaan voimakkaasti, vaikka niiden etumerkit ovat yhteneväisiä. Vertailukohdassa muuttujan *Share*<sub>*t*</sub> arvossa on mielenkiintoista se, että se on identtinen taulukon 10 G@RCH- ja Stata-algoritmien tulokset. On siis mahdollista, että PcGiven algorithmit eivät ole onnistuneet löytämään *Share*<sub>*t*</sub>-muuttujan ”todellista” arvoa. Asian todistaminen on kuitenkin jatkotutkimuksen aihe, koska tutkijan olisi ymmärrettävä periaatteita, joilla parametreille fiksataan täsmällisiä alkuarvoja.

*Spread*<sub>*t*</sub>-muuttujan taloudellinen vaikutus on puolestaan voimakkaampi mallissa (XVIII) kuin vertailukohdassa. Ilman muuttujan *ln TS*<sub>*t-1*</sub> sisällyttämistä malliin estimaatti olisi lähes sama

kuin vertailukohdassa. Tässä tutkimuksessa ratkaisua on perusteltu sillä, että nämä muuttujat ilmentävät yhdessä likviditeetin kahta eri puolta. Siinä missä muuttuja  $Spread_t$  määrittää markkina-,  $\ln TS_{t-1}$  mittaa rahoituslikviditeetin vaikutusta (Brunnermeier & Pedersen 2009).

Funke et al (2015) sisällyttävät ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn puolestaan varianssi- eikä keskiarvoyhtälöön. Lisäksi he tutkivat sen vaikutusta volyymien kuukausittaisen muutoksen eivätkä tason välityksellä. Koska valintaa ei perustella, ratkaisuja on vaikea asettaa vuoropuheluun.

Lisäksi tämän tutkimuksen ja vertailukohdan tulokset eroavat siinä, mitkä makrotaloudelliset yllätysmomentit ovat tilastollisesti merkitseviä. Kun yllätysmomentteja testataan yksittäin, teollisuustuotannolla ja PMI:llä on merkitsevää vaikutusta 5 % tasolla. Jos ne sisällytetään samaan malliin, taso laskee 5 %:sta 10 %:iin. Funke et al (2015, 260) mukaan ainoastaan BKT:n reaalin kasvu muodostaa merkitsevän makrotaloudellisen yllätysmomentin. Tulos ei ole validi tämän tutkimuksen tulosten valossa, vaikka BKT:n yllätysmomentti on p-arvon 0,169 perusteella pikemminkin lähempänä normaalijakauman häntiä kuin keskikohtaa.

Varianssiyhtälön tulokset eroavat toisistaan puolestaan seuraavasti. Kun Funke et al (2015, 259) testaavat varianssiyhtälön dummy-muuttujia yksittäin, jokaisella on tilastollisesti merkitsevää vaikutusta. Tässä tutkimuksessa ainoastaan valuuttaputken laajennuksella  $\pm 1$  %:iin on osoitettu olevan tilastollisesti merkitsevää vaikutusta ja  $\pm 2$  %:iin heikompaa merkitystä.

Tässä tutkimuksessa offshoresta Manner-Kiinan virtaavan pääoman vaikutusta on mitattu  $RQFII_t$ -muuttujan asteittaisella muutoksella. Vaikutus on tilastollisesti merkitsevä 5 % tasolla. Koska muuttujaa ei ole käytetty aiemmin renminbikirjallisuudessa, löytöä voidaan pitää panoksena tutkimuskirjallisuuteen.

VIX:n merkitys jää tämän tutkimuksen perusteella yli kymmenen kertaa heikommaksi kuin vertailukohdassa. Estimoinnit eroavat kuitenkin toisistaan siinä, että Funke et al (2015) käyttävät VIX:n differenssiä ja tässä työssä sen viivettä. Ratkaisujen kriteerejä ei voida asettaa vuoropuheluun, koska he perustele valintaansa.

Molempia tutkimuksia yhdistää se, että muuttujat  $PBOC\_Erotus_t$ ,  $\ln US10_{t-1}$  ja  $\ln S5_{t-1}$  on jouduttu jättämään pois mallin kehittämisestä. Ne aiheuttavat useassa spesifikaatiossa

sen, että malli lakkaa konvergoitumasta (Funke et al 2015, 258). Koska muuttujilla  $PBOC\_Erotus_t$  ja  $\ln US10_{t-1}$  on tämän tutkimuksen perusteella kuitenkin merkitsevää vaikutusta, konvergoitumattomuudesta olisi hätiköityä päätyä vastakkaiseen johtopäätökseen niin kuin Funke et al (2015) tekevät. Heidän mukaansa tämä tulos tukee, vaikkakin varauksella, Gagnonin ja Troutmanin (2014) päätelmää, jonka mukaan globaali likviditeetti ei vaikuta merkittävästi renminbin kysyntään. Tässä tutkimuksessa tulokseen suhtaudutaan pikemminkin avoimena kysymyksenä, johon tuleva tutkimus antaa selvyuden.

## 8. Johtopäätökset

Renminbin kansainvälistyminen on ollut 2010-luvulla yksi kansainvälisen finanssitalouden suurista teemoista. Kun prosessia vertaa aikaisempiin menettelytapoihin, joilla maat ovat levittäneet valuuttansa käyttöä rajojen ulkopuolelle, siinä on ollut poikkeuksellista offshore-finaanssikeskusten käyttö ilman, että Kiina on luopunut pääomakontrolleistaan. Tämän seurauksena renminbi noteerataan kahdella valuuttakurssilla. Vaikka CNH- ja CNY-kurssit korreloivat suurimmaksi osaksi voimakkaasti, niiden hinnoittelueron purkautuu paikoittain.

Tässä työssä renminbin kansainvälistymistä on tutkittu määrittämällä tekijöitä, joiden seurauksesta kurssien hinnoittelueron taso ja volatilitteetti voimistuvat ja vähentyvät. Mallinnukset ovat perustuneet GARCH-prosessiin. Selittävinä muuttujina on käytetty makrotaloudellisia fundamentteja, markkinaolosuhteita, globaalien finanssimarkkinoiden vaikutusta ja markkinasegmenttien purkamista. Tutkimuksen ajallinen raja on ulottunut elokuusta 2010 elokuuhun 2015, jolloin PBOC suorittaa kiinnityskurssin reformin. Sen jälkeen renminbin kansainvälistymisessä on tapahtunut muutos.

Jokaiseen selittävien muuttujien kategoriaan sisältyy tekijöitä, joilla on hinnoittelueron tilastollisesti merkitsevää vaikutusta. Suoranaista makrotaloudellista vaikutusta on mitattu uutisointiin sisältyvän yllätysmomentin välityksellä. Merkitseviksi tekijöiksi on löydetty Kiinan teollisuustuotannon kasvu ja PMI. Makrotaloudellisten fundamenttien epäsuoraa vaikutusta on mitattu puolestaan Shanghai ja Hongkongin pörssi-indeksien suhteella.

Markkinaolosuhteita on määritetty erityisesti likviditeetin välityksellä. Siitä on erotettu markkina- ja rahoituslikviditeetin vaikutus. Ensimmäistä on mitattu CNH- ja CNY-kurssien osto- ja myyntihintojen spreadien suhteella ja jälkimmäistä Kiinan ja Hongkongin ulkomaankaupan maksuliikennejärjestelyn volyyymeilla. Myös PBOC:n kiinnityskurssilla näyttäisi olevan merkitsevää vaikutusta, vaikka sitä ei ole pystytty varmistamaan mallin konvergoitumiseen liittyvien ongelmien vuoksi.

Gloaalien finanssimarkkinoiden vaikutus ilmenee kahtalaisesti. Yhtäältä hinnoittelueron volatilitteetti näyttää reagoivan globaaliin riskisentimenttiin eli VIX:n vaikutukseen. Toisaalta epävarmuutta aiheuttaa se, että hinnoittelueron ja US-10 välinen yhteys on jäänyt tuloksissa

epäselväksi. Tämän vuoksi globaalien likviditeetin vaikutukseen on parempi suhtautua avoimena kysymyksenä, johon tuleva tutkimus toivottavasti vastaa.

Markkinoiden segmentoitumista purkavilla reformeilla on ollut vaikutusta hinnoittelueron tasoon ja volatilitettiin. Tasossa vaikutukset ovat ilmentyneet, kun maksuliikennejärjestelyn vaihtokiintiö on täyttynyt lokakuussa 2010 ja syyskuussa 2011. Ensimmäisellä kerralla sen olemassaolo yllätti sijoittajat. Tämän voidaan tulkita vaikuttaneen heihin negatiivisesti, sillä seuraavalla kerralla vaihtokiintiön täyttymistä edeltänyt myyntiaalto viittaa ennakoivaan riskienhallintaan. Sijoittajat eivät tahtoneet altistua vaihtokiintiön täyttymisen aiheuttaville jäykkyyksille.

Valuuttaputken laajentamisella  $\pm 1$  %:iin ja RQFII-kiintiön asteittaisella muutoksella on löydetty vähentäneen hinnoittelueron volatilitettia. Koska RQFII-kiintiön vaikutusta on estimoitu tässä tutkimuksen ensimmäisen kerran merkitsevästi, muuttujan käytön voidaan toivoa yleistyvän jatkossa tutkimuskirjallisuudessa.

Mitä saavutetut tutkimustulokset kertovat renminbin kansainvälistymisestä? Ne vahvistavat sen, että renminbikurssien reagoinnissa on tapahtunut muutosta markkinaehtoisempaan suuntaan. Hinnoitteluerossa markkinaehtoisuus ilmenee makrotaloudellisten fundamenttien, likviditeetin ja sijoittajien sentimentin vaikutuksena. Lisäksi PBOC:n valuuttakurssipolitiikan muutokset ja Manner-Kiinan pääomamarkkinoiden asteittainen avaaminen kansainvälisille sijoittajille on toteutettu vastavuoroisesti finanssimarkkinoiden kanssa. Kun sijoittajien oikeuksia on laajennettu, Kiina on kerännyt informaatiota reformin vaikutuksista ennen kuin se on implementoinut jatkotoimenpiteitä. Esimerkiksi maksuliikennejärjestelyn vaihtokiintiön poistamisen voidaan tulkita seuranneen siitä, että kiintiöllä havaittiin lopulta olevan (sijoittajien ennakkoinnin välityksellä) epästabiloivaa vaikutusta renminbimarkkinoihin.

Vaikka Kiina on avannut finanssimarkkinoitaan, se ei ole ollut silti valmis luopumaan kontrollistaan. Esimerkiksi vaihtokiintiön poistamisessa on ollut kyse vaihto- eikä rahoitustaseen transaktioiden rajoitteiden purkamisesta, minkä vuoksi reformi ei ole altistanut Kiinaa spekulatiivisen hyökkäyksen uhalle. PBOC ei ole myöskään luopunut kiinnityskurssista vaan tahtoo säilyttää renminbin kellumisen hallittuna.

Markkinaehtoistumisen laajuuden arviointia vaikeuttaa lisäksi hinnoittelueroon sisältyvä arbitraasimahdollisuus. Eräs jatkotutkimuskysymys koskeekin sitä, missä määrin reformit ovat edistäneet kurssien markkinaehtoista reagointia ja missä määrin renminbimarkkinoiden dynamiikka perustuu arbitraasista hyötymiseen. Tässä tutkimuksessa kysymystä ei ole käsitelty. Liun (2015) mukaan sen mallintaminen ei ole mahdollista GARCH-mallilla vaan sen pitäisi perustua TAR-malliin.

Elokuun 2015 PBOC:n kiinnityskurssin reformi on nostanut puolestaan esille renminbimarkkinoiden vakauteen liittyvät tekijät. Kun pääomaa on paennut Manner-Kiinasta, PBOC on ryhtynyt uudelleen vahvistamaan pääomakontrolleja. Hinnoitteluerossa epävakaus on ilmennyt tason ja volatiliteetin voimistumisena. Koska tämä on osoittanut syvätasolla sen, että renminbimarkkinat ovat vielä hyvin segmentoituneita, kurssien synkronisoituminen yhdeksi ja samaksi valuutaksi ei tule todennäköisesti tapahtumaan ainakaan lähitulevaisuudessa.

Segmentoituminen herättää myös kysymyksen, onko renminbin kansainvälistymisen perimmäisenä päämääränä edes synkronisoida Kiinan finanssimarkkinoita osaksi globaalia finanssijärjestelmää vai pitäisikö tutkiva silmä kääntää muualle. Kun Kiina ryhtyi uudistamaan talouttaan 2007-08 finanssikriisin jälkeen, PBOC:n pääjohtaja Xiaochuan Zhou väitti globaalin finanssijärjestelmän heikkouden johtuvan siitä, että se on liian riippuvainen yhden talouden kunnosta ja intresseistä (Zhou 2009). Hän viittaa Yhdysvaltoihin ja USD:n erityisasemaan globaalissa finanssijärjestelmässä, jossa eurolla, punnalla ja jenillä on oma paikkansa. Lisäksi Kiina on kritisoinut globaalin finanssijärjestelmän kattojärjestöjen IMF:n, Maailmanpankin ja Aasian kehitys pankin ajavan pikemminkin Yhdysvaltojen, Euroopan ja Japanin kuin kehittyvien talouksien intressejä. Vastatoimenpiteenä se on perustanut näiden instituutioiden rinnalle Aasian infrastruktuuri-investointipankin (AIIB).

On siis mahdollista, että Kiinan pitkän aikavälin tavoitteet ovat jossain muualla kuin synkronisoinnissa globaaliin finanssijärjestelmään. Myös renminbikurssien tutkimuskirjallisuudessa on kiinnitetty huomiota siihen, miten Kiinan globaali vaikutusvalta välittyy reaalityaloudellisissa yhteyksissä. Shu et al (2015) ovat osoittaneet, että renminbin vaikutusvalta on alkanut ilmentyä Aasian ja Tyynenmeren maissa niin, että niiden valuutat ja rahapolitiikka ovat alkaneet heijastella pikemminkin renminbin kuin USD:n kurssiliikkeitä.

## Kirjallisuus:

- Alexander, Carol (2008): *Market Risk Analysis – Volume III: Pricing, Hedging and Trading Financial Instruments*, John Wiley & Sons Ltd
- Aliber, Robert (1980): “The integration of the offshore and domestic banking system”, *Journal of Monetary Economics*, Vol 6, No. 4, 509-26
- Amihud, Yakov & Mendelson, Haim (1986): “Asset pricing and the bid-ask spread”, *Journal of Financial Economics*, 17, 223–49
- Andersen, Torben G & Bollerslev, Tim & Diebold, Francis X & Vega, Clara (2003): “Micro effects of macro announcements: real-time price discovery in foreign exchange”, *American Economic Review*, No. 93, 38-62
- Andersen, Torben G & Bollerslev, Tim & Diebold, Francis X & Vega, Clara (2007): “Real-time price discovery in stock, bond and foreign exchange markets”. *Journal of International Economics*, 73, 251–77.
- Anderson, Robert M. & Eom, Kyong Shik & Hahn, Sang Buhm & Park, Jong-Ho (2013): “Autocorrelation and partial price adjustment”, *Journal of Empirical Finance*, 24, 78-93
- Bekaert, Geert & Harvey, Campbell R. ja Lundblad, Christian (2007): “Liquidity and Expected Returns: Lessons from Emerging Markets”, *The Review of Financial Studies*, Vol. 20, No 6, 1783-1831
- Bekaert, Geert & Hoerova, Marie ja Duca, Marco Lo (2013): “Risk, uncertainty and monetary policy”, *Journal of Monetary Economics*, Vol 60, 771-788
- BIS (2014): “Triennial Central Bank Survey: Global foreign exchange market turnover in 2013”, *Monetary and Economic Department, Bank for International Settlements*
- BIS (2016): “Triennial Central Bank Survey: Foreign Exchange Turnover in April 2016”. *Monetary and Economic Department, Bank for International Settlements*
- Bloomberg (2016): “China Steps Up Yuan Intervention as Offshore Shorts Get Squeezed”, *Bloomberg News*, January 12 2016,  
<https://www.bloomberg.com/news/articles/2016-01-12/china-steadies-yuan-s-fixing-as-officials-seek-to-calm-markets>, viitattu 15.2.2017
- Bollerslev, Tim (1986): “Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, No. 31, 307–27
- Brealey, Richard A. & Myers, Stewart C. & Allen, Franklin (2013), *Principles of Corporate Finance*. McGraw-Hill (11<sup>th</sup> edition)

- Brunnermeier, Markus K. & Pedersen, Lasse Heje (2009): "Market Liquidity and Funding Liquidity", *Review of Financial Studies*, Vol. 22(6), 2201-2238
- Bruno, Valentina & Shin, Hyun Song (2015a): "Capital flows and the risk-taking channel of monetary policy", *Journal of Monetary Economics*, Vol 71, 119-132
- Bruno, Valentina & Shin, Hyun Song (2015b): "Cross-Border Banking and Global Liquidity", *Review of Economic Studies*, Vol. 82, 535-564
- Campbell, John Y. & Lo, Andrew W. & MacKinlay, A Craig (1997): *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press
- Caruana, Jaime (2014): "Global liquidity: where it stands, and why it matters", IMFS-luento Goethe yliopisto, Frankfurt, Saksa, maaliskuu 2014
- Cerutti, Eugenio & Claessens, Stijn & Ratnovski, Lev (2014): "Global Liquidity and Drivers of Cross-Border Bank Flows", *IMF Working Paper*, No. 14/69
- Chaboud, Alain P. & Chernenko, Sergey V. & Howorka, Edward & Krishnasami, Iyer & Liu, David, ja Wright, Jonathan H. (2004): "The High-Frequency Effects of U.S. Macroeconomic Data Releases on Prices and Trading Activity in the Global Interdealer Foreign Exchange Market", *International Finance Discussion Papers*, No 823, Board of Governors of the Federal Reserve System
- Chen, Yu-Lun & Gau, Yin-Feng (2010): "News announcement and price discovery in foreign exchange spot and futures markets", *Journal of Banking and Finance*, 34, 1628-1636
- Chen, Hongyi & Peng, Wensheng (2010): "The Potential of the Renminbi as an International Currency", Teoksessa *Currency Internationalization: Global Experiences and Implications for the Renminbi*, (toim.) Wensheng Peng & Chang Shu, 115-138. Palgrave Macmillan
- Chen, Xiaoli & Cheung, Yin-Wong (2011): "Renminbi Going Global", *China & World Economy*, 19, 1-18
- Cheung, Yin-Wong & Herrala, Risto (2014): "China's Capital Controls: Through the Prism of Covered Interest Differentials", *Pacific Economic Review*, 19(1), 112-134
- Cheung, Yin-Wong & Rime, Dagfinn (2014): "The offshore renminbi exchange rate: Microstructure and links to the onshore market", *Journal of International Money and Finance*, 49, 170-189
- Chung Tsz-Kin & Hui, Cho-Hoi & Li, Ka-Fai (2012): "Determinants and Dynamics of Price Disparity in Onshore and Offshore Renminbi Forward Exchange Rate Markets", *HKIMR Working Paper*, No. 24/2012



- Chung Tsz-Kin & Hui, Cho-Hoi & Li, Ka-Fai (2013): "Explaining share price disparity with parameter uncertainty: Evidence from Chinese A- and H-shares", *Journal of Banking & Finance*, 37, 1073-1083
- Committee on the Global Financial System (2011): "Global liquidity – concept, measurement and policy implications", *CGFS Papers*, No. 45
- Craig, Sean R. & Hua, Changchun & Ng, Philip & Yuen, Raymond (2013): "Chinese capital account liberalization and the internationalization of the renminbi", *IMF Working Paper*, WP/13/268
- Ding, David D. & Tse, Yiuman & Williams, Michael R. (2014): "The Price Discovery Puzzle in Offshore Yuan Trading: Different Contributions for Different Contracts", *Journal of Futures Markets*, Vol 34(2), 103-123
- Doornik, Jurgen A. & Ooms, Marius (2008): "Multimodality in GARCH regression models", *International Journal of Forecasting*, 24, 432-448
- Eichengreen, Barry (2013): "Renminbi internationalization: tempest in a teapot?", *Asian Development Review*, 30(1), 148-164
- Engle, Robert (1982): "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of UK inflation", *Econometrica*, 50, 987–1007
- Engle, Robert & Bollerslev, Tim (1986): "Modelling the persistence of conditional variances", *Econometric Review*, 5(1), 1-50
- Evans, Martin D.D. & Lyons, Richard K. (2002): "Order flow and exchange rate dynamics", *Journal of Political Economics*, Vol 110, 170-180
- Faust, Jon & Rogers, John H. & Wright, Jonathan H. (2003): "Exchange rate forecasting: the errors we've really made", *Journal of International Finance*, 60, 35-59
- Faust, Jon & Rogers, John H. & Wang, Shing-Yi B. & Wright, Jonathan H. (2007): "The high-frequency response of exchange rates and interest rates to macroeconomic announcements", *Journal of Monetary Economics*, 54, 1051–68
- French, Kenneth R. & Roll, Richard (1986): "Stock return variances: The arrival of information and the reaction of traders", *Journal of Financial Economics*, Vol 17(1), 5-26
- Funke, Michael & Shu, Chang & Cheng, Xiaoqiang & Eraslan, Sercan (2014): "Market Segmentation, Fundamentals or Contagion? Assessing Competing Explanations for CNH-CNY Pricing Differentials", *CESifo*, Working Paper
- Funke, Michael & Shu, Chang & Cheng, Xiaoqiang & Eraslan, Sercan (2015): "Assessing the CNH-CNY pricing differential: Role of fundamentals, contagion and policy". *Journal of International Money and Finance*, 59, 245-262

- Gagnon, Joseph E. & Troutman, Kent (2014): "Internationalization of the Renminbi: The Role of Trade Settlement", *Peterson Institute for International Economics*, Policy Brief, Number PB14-15
- Gao, Haihong (2010): "Internationalization of the Renminbi and Its Implications for Monetary System", Teoksessa *Currency Internationalization: Global Experiences and Implications for the Renminbi*, (toim.) Wensheng Peng & Chang Shu, 209-220. Palgrave Macmillan
- Garcia-Herrero, Alicia & Xia, Le (2013): "China's RMB bilateral swap agreements: What explains the choice of countries?", *BOFIT Discussion Papers*, 12
- Garcia-Herrero, Alicia & Xia, Le & Casanova, Carlos (2015): "Chinese outbound foreign direct investment: How much goes where after round-tripping and offshoring?" *BBVA Research*, 15/17 Working Paper
- Gourinchas, Pierre-Olivier & Obstfeld, Maurice (2012): "Stories of the Twentieth Century for the Twenty-First", *American Economic Journal: Macroeconomics*, Vol 4, 226-65
- He, Dong & McCauley, Robert (2010): "Offshore markets for the domestic currency: monetary and financial stability issues", *BIS Working Papers*, No. 320
- He, Dong & McCauley, Robert (2012): "Eurodollar banking and currency internationalisation", *BIS Quarterly Review*, June 2012, 33-46
- IMF (2014): "People's Republic of China – Hong Kong special administrative region – staff report", *IMF Country Report*, No. 14/132
- Liu, Tao (2015): "The onshore-offshore interaction of RMB market: a high-frequency analysis", *MPRA Paper*, No. 64057
- Lyons, Richard K. (2001), *The Microstructure Approach to Exchange Rates*. MIT PRESS, Cambridge, M.A.
- Mark, Nelson C. (1995): "Exchange rate and Fundamentals: Evidence on long-run predictability", *American Economic Review*, Vol 85, 201-218
- Mark, Nelson C. & Sul, Donggyu (2001): "Nominal Exchange Rate and Monetary Fundamentals: Evidence from a small Post-Bretton-Woods Panel", *Journal of International Economics*, Vol 53, 29-52
- Maziad, Samar & Kang, Joong Shik (2012): "RMB Internationalization: Onshore/Offshore links", *IMF Working Paper*, WP/12/133
- McCauley, Robert & Shu, Chang & Ma, Guonan (2014): "Non-deliverable forwards: 2013 and beyond", *BIS Quarterly Review*, March 2014, 75-88

- Meese, Richard A., & Rogoff, Kenneth S. (1983): "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit out of Sample?", *Journal of International Economics*, Vol 14, 3-24
- Minikin & Lau (2013): *The Offshore Renminbi*, John Wiley
- Miranda-Agrippino, Silvia & Rey, Hélène (2015): "World Asset Markets and the Global Financial Cycle", *NBER Working Papers 21722*, National Bureau of Economic Research, Inc
- Nelson, Daniel B. (1990): "Stationarity and Persistence in the GARCH(1,1) Model", *Econometric Theory*, 6, 318-334
- Nelson, Daniel B. (1991): "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns", *Econometrica*, 59, 347-370
- Newey, Whitney K. & West, Kenneth D. (1987): "A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix", *Econometrica*, Vol. 55(3), 703-708
- Peng, Wensheng & Miao, Hui & Chow, Nathan (2007): "Price convergence between dual-listed A and H shares", *Hong Kong Monetary Authority China Economic Issues*, 6/07, July 2007
- Pettis, Michael (2013): *Avoiding the Fall: China's Economic Restructuring*, Washington: Carnegie Endowment for International Peace
- Phillips, Peter C. B. & Perron, Pierre (1988): "Testing for a unit root in time series regression", *Biometrika*, 75(2), 335-46
- Prasad, Eswar S. & Ye, Lei (2012): "The Renminbi's Role in the Global Monetary System", *Brookings*
- Prasad, Eswar S. (2017): *Gaining Currency – The Rise of the Renminbi*. Oxford university press, United States of America
- Rey, Hélène (2013): "Dilemma not Trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence", esitys Jackson Hole Symposium, elokuu 2013
- Shin, Hyun Song (2013): "The second phase of global liquidity and its impact on emerging economies", *Proceedings, Federal Reserve Bank of San Francisco*, issue Nov, 1-10
- Shu, C, Dong He ja X-Q Cheng (2015): "One currency, two markets: the renminbi's growing influence in Asia-Pacific", *China Economic Review*, 33 (April), 163-78
- SWIFT (2015): "RMB Tracker, Sibos 2015 Edition", *SWIFT*
- SWIFT (2016a): "RMB Tracker – May 2016", *SWIFT*

- SWIFT (2016b): "RMB Tracker – November 2016", *SWIFT*
- Tong, Jiadong & Wang, Zijun & Yang, Jian (2015): "Information Flow between Forward and Spot Markets: Evidence from the Chinese Renminbi", *The Journal of Futures Markets*, Vol. 00(0), 1-24
- West, K, & Cho. D (1995): "The predictive ability of several models of exchange rate volatility". *Journal of Econometrics*, 69, 367-91
- Wu, Ge & Cheng, Pei (2012): "A Quantitative analysis on the pricing relationship between onshore and offshore renminbi exchange rates", *Financial Research*, 387, 45-56 (*kiinankielinen*)
- Yu, Yongding (2012): "Revisiting the Internationalization of the Yuan", *ADB Working Paper Series*, 366
- Zhang, Zhichao & Chau, Frankie & Zhang, Wenting (2013): "Exchange Rate Determination and Dynamics in China: A Market Microstructure Analysis", *International Review of Financial Analysis*, 29, 303-316
- Zhang, Wenting (2013): "Exchange Rate Dynamics, Intervention and Regime Shifts in China: A Market Microstructure Analysis", *Durham thesis*, Durham University
- Zhou, Xiouchuan (2009): "Reform of the International Monetary System", *People's Bank of China, March*
- Zhu, Junjun & Liu, Wencai (2012): "Offshore CNH and onshore CNY exchange rate: Who discovers the price?" *Shanghai Finance*, 08